Banque du Canada

jeudi 22 mars 2001

Conférence

La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission

Actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en novembre 1999

Introduction HTML
Kevin Clinton et Walter Engert

Mot d'ouverture
Jack Selody

Première séance – La mesure de la monnaie

La mesure de la monnaie de transaction dans un monde caractérisé par l'innovation financière PDF
Jean-Pierre Aubry et Loretta Nott

Commentaires – *Angela Redish*
Commentaires – *William Robson*
Discussion générale

L'utilité de la monnaie au sens large pour la conduite de la politique monétaire PDF
Kim McPhail

Commentaires – *Alain Paquet*
Commentaires – *Tony S. Wirjanto*
Discussion générale

Les agrégats monétaires et la politique monétaire PDF
Apostolos Serletis et Terence E. Molik

Commentaires – *Joseph Atta-Mensah*
Commentaires – *Seamus Hogan*

Discussion générale

Deuxième séance – Applications pratiques

Le modèle vectorial à correction d'erreurs basé sur M1 PDF
Quelques extensions et applications
Charleen Adam et Scott Hendry

Commentaires – *Stefan Gerlach*
Commentaires – *Shamik Dhar*
Discussion générale

Politique monétaire suisse en changes flexibles PDF
La pratique des objectifs monétaires
Michel Peytrignet

Commentaires – *Chantal Dupasquier*
Commentaires – *Daniel Racette*
Discussion générale

La mesure de l'orientation de la politique monétaire PDF
Ben S.C. Fung et Mingwei Yuan

Commentaires – *Frank Smets*
Commentaires – *Sharon Kozicki*
Discussion générale

Troisième séance – Aspects théoriques

Intermédiation financière, croyances et mécanisme de transmission PDF
Robert Amano, Scott Hendry et Guang-Jia Zhang

Commentaires – *Paul Gomme*
Commentaires – *Sylvain Leduc*
Discussion générale

Étranglement du crédit, prêts bancaires et politique monétaire PDF

Un monde d'intermédiation financière à prjets hétérogènes
Mingwei Yuan et Christian Zimmermann

Commentaires – *Emanuela Cardia*
Commentaires – *Shouyong Shi*

L'hypothèse de la trappe des anticipations PDF
Lawrence J. Christiano et Christopher Gust

Commentaires – *Tiff Macklem*
Commentaires – *David Andolfatto*
Discussion générale

Séance de clôture PDF

Premier commentaire – *Charles Freedman*
Deuxième commentaire – *Marvin Goodfriend*
Troisième commentaire – *David Laidler*
Discussion générale

Participants PDF

Liste de participants

Recherche
RECHERCHER DANS LE SITE

© Banque du Canada. Le contenu peuêtre reproduit ou cié dans la mesure où la Banque du Canada est mentionrée. Responsable du site : Brent Eadeswebmaster@bank-banque-canada.ca

La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission

Actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en novembre 1999

Table des matières

Introduction

Kevin Clinton et Walter Engert

Le colloque tenu en 1999 par la Banque du Canada sur le thème de la monnaie, de la politique monétaire et des mécanismes de transmission a réuni toute une gamme de participants venant des milieux universitaires, de la Banque et d'autres banques centrales, comme la Réserve fédérale des États-Unis, la Banque d'Angleterre, la Banque centrale européenne et la Banque nationale suisse, ainsi que des représentants de l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques et de la Banque des Règlements Internationaux.

Les grands thèmes du colloque

Il est ressorti du colloque trois grands thèmes, qui exerceront vraisemblablement une influence durable sur la recherche et la formulation de conseils en matière de politique monétaire à la Banque du Canada. Le premier a trait à l'incertitude qui entoure le mécanisme de transmission ainsi que les modèles à utiliser pour guider l'élaboration de la politique monétaire. Compte tenu de cette incertitude, la banque centrale doit tirer

parti de tous les renseignements et aperçus que peuvent lui apporter les recherches effectuées sur le sujet. Ainsi, les participants au colloque ont souligné que la banque centrale ne devrait pas se fier uniquement à une famille de modèles pour ses prévisions et ses simulations de politique; elle devrait aussi recourir, entre autres choses, à des projections fondées sur des variables monétaires et financières de même qu'à des prévisions de type plus traditionnel reposant sur une fonction de demande globale et une courbe de Phillips. Étant donné qu'aucun modèle ne peut à lui seul rendre compte de tous les mécanismes à l'oeuvre dans la transmission de la politique monétaire, la banque centrale devrait faire appel à tout un éventail de méthodes ou de paradigmes pour prendre des décisions éclairées. Un consensus s'est ainsi dégagé autour de l'idée que les autorités monétaires gagneraient à consulter une panoplie de modèles, outre les modèles macroéconomiques les plus courants.

Le deuxième grand thème a été la possibilité que les agrégats monétaires puissent servir à piloter l'économie le long d'un sentier d'évolution stable, sans accélération de l'inflation. Ce rôle pourrait revêtir une importance croissante lorsque l'économie approche de son niveau de plein emploi et que l'écart de production mesuré se situe à l'intérieur de sa propre marge d'erreur. Parallèlement, les participants ont signalé que l'innovation financière compliquait l'interprétation des variations des agrégats monétaires. Ils se sont penchés sur diverses façons dont les autorités pourraient tenir compte de l'instabilité des relations entre la monnaie, les prix et la production, notamment en suivant attentivement les innovations touchant les produits financiers ainsi qu'en se tenant prête à modifier au besoin la définition des agrégats monétaires aussi bien larges qu'étroits. Il a également été souligné que les banques centrales devaient mettre davantage l'accent sur l'évolution à long terme des agrégats monétaires. Les participants au colloque ont aussi évoqué la possibilité de traiter les encaisses de transaction comme une variable non observable (à l'instar de la production potentielle), dont le niveau pourrait être déduit d'un modèle correctement spécifié.

Le troisième et dernier grand thème abordé au colloque a été l'évolution récente des modèles monétaires d'équilibre général, qui peuvent jeter un éclairage intéressant sur les rouages de l'économie. Les participants estiment toutefois de façon générale que ces modèles, pour prometteurs qu'ils soient, doivent être perfectionnés davantage avant de pouvoir être intégrés à la panoplie d'outils dont se servent les responsables de la

politique monétaire. Plus précisément, s'ils veulent rendre compte de la dynamique des variables nominales de l'économie, les chercheurs doivent expliciter le rôle de l'intermédiation financière et des marchés financiers dans les modèles dynamiques d'équilibre général.

Aperçu des études présentées

Le colloque s'est ouvert sur un sujet qui ne date pas d'hier : le rôle qu'il convient d'attribuer aux agrégats monétaires dans la conduite de la politique monétaire. Au Canada, la monnaie au sens large et la monnaie au sens étroit ont affiché des comportements dissemblables tant au cours du cycle économique qu'à long terme, et les deux concepts semblent véhiculer une information différente au sujet de l'économie en général et de l'inflation en particulier. L'agrégat M1 est considéré par certains comme une aide potentielle à la formulation de la politique monétaire, étant donné les qualités d'indicateur avancé de la production, à court terme, et de l'inflation, à plus long terme, que lui reconnaissent les études menées.

Dans une tentative de rapprochement de la théorie et de la réalité, **Jean-Pierre Aubry** et **Loretta Nott** examinent les composantes d'une définition étroite de la monnaie en vue de mettre au point un agrégat qui se comporte conformément à la théorie et ne se montre pas trop sensible aux innovations financières. Ils font valoir que la composition et la nature des comptes de dépôt servant au règlement des transactions ont énormément évolué depuis 25 ans. Ils distinguent deux vagues d'innovations. Durant la première, qui s'est étalée de 1978 à 1986, les banques et les autres établissements financiers ont offert à leurs clients de nouveaux produits, par exemple des comptes d'épargne et des comptes de chèques à intérêt quotidien, ainsi que des formules novatrices pour la gestion de trésorerie des entreprises. Il en est résulté une diminution du poids relatif des dépôts à vue. La deuxième vague a suivi l'élimination graduelle des réserves obligatoires à compter de 1992. Les banques se sont mises à offrir des taux très concurrentiels sur les gros dépôts à vue, qui étaient frappés jusque-là d'un coefficient de réserve plus élevé. Parallèlement, les investisseurs ont commencé à accumuler d'importants soldes créditeurs dans les filiales de courtage en valeurs mobilières des banques, lesquels sont également classés dans les dépôts à vue. L'expansion rapide de ces soldes disponibles découlait de la croissance accélérée des fonds communs de placement – les investisseurs

déposant temporairement leurs liquidités sous forme de soldes créditeurs en attendant de leur trouver un emploi plus permanent. Ainsi, vers le milieu de la décennie, M1 s'est fortement gonflé, sous l'effet de la constitution de soldes servant à faciliter la gestion de portefeuilles plutôt que d'un essor des encaisses de transaction destinées à l'achat de biens et services.

Aubry et Nott montrent que ces deux vagues d'innovations ont atteint une ampleur considérable. D'après leurs estimations, la première vague s'est accompagnée d'une décroissance d'environ 30 % de M1, et la seconde, d'une augmentation allant jusqu'à 45 % de cet agrégat. Ils en concluent que, pour parvenir à saisir les variations de ce genre, il faudrait une définition de la monnaie de transaction au Canada qui soit plus large que l'agrégat traditionnel M1. Ils doutent qu'un agrégat étroit défini de matière immuable, constitué d'un panier fixe d'instruments financiers, puisse afficher une relation stable dans le temps avec les prix et la production. Aussi la banque centrale devrait-elle surveiller toute une gamme de définitions et se tenir à l'affût de changements possibles dans l'utilisation des composantes des divers agrégats en suivant de près l'évolution du secteur financier.

Kim McPhail se penche sur l'utilité de la monnaie au sens large à titre de guide dans la conduite de la politique monétaire canadienne. L'adoption récente d'un taux de référence pour la croissance de la monnaie au sens large par la nouvelle Banque centrale européenne a remis cette question à l'ordre du jour. McPhail applique deux critères. En premier lieu, il doit exister une fonction estimée de demande de monnaie à long terme qui soit stable. Cette fonction exprimerait sur le plan quantitatif la relation entre la monnaie et les prix, en tenant compte des autres variables qui influent sur la demande de monnaie, sans forcément préciser le sens dans lequel s'exerce la causalité. En second lieu, l'agrégat retenu doit fournir des indications fiables sur l'inflation future, à l'horizon de un ou de deux ans, en plus des renseignements que renferment les autres variables examinées. Un tel agrégat s'accorderait avec la conception traditionnelle des délais de transmission de la politique monétaire et avec l'idée que la croissance monétaire peut subir l'influence des attentes en matière d'inflation.

Un grand nombre de composantes, qui vont d'avoirs très liquides à d'autres qui le sont beaucoup moins, sont susceptibles d'entrer dans une définition large de la monnaie. La

théorie n'étant pas d'un grand secours dans le choix d'une ligne de démarcation, McPhail étudie un large éventail de définitions possibles. Elle cherche des fonctions de demande stables au cours des 30 dernières années, en recourant à la méthode de Johansen-Juselius pour identifier des vecteurs de cointégration (qui représentent les relations de long terme). Elle fixe à un l'élasticité du niveau des prix (celui-ci réagit dans une proportion de un pour un aux variations du stock de monnaie), car il s'agit là d'une importante condition théorique. Pour la plupart des définitions de la monnaie au sens large, on peut trouver deux vecteurs de ce genre, dont l'un correspond à une fonction stable de demande à long terme. Dans l'ensemble, les résultats indiquent que les agrégats plus larges sont relativement insensibles aux types d'innovation qui ont fait varier si fortement la demande de l'agrégat étroit M1. McPhail teste la capacité de prévision de l'inflation au moyen de modèles à équation unique dans lesquels entrent, outre la croissance monétaire courante, l'écart entre le stock de monnaie effectif et la demande estimée de monnaie à long terme (*l'écart monétaire*) ainsi que l'écart de production mesuré au moyen du Modèle trimestriel de prévision de la Banque. Il en ressort que l'utilisation d'agrégats larges permet bel et bien d'améliorer la prévision de l'inflation aux horizons de quatre et de huit trimestres, résultat qui tient à la prise en compte de la croissance monétaire plutôt qu'à celle de l'écart monétaire. Cette conclusion est conforme à la théorie quantitative classique – selon laquelle la croissance monétaire passée est à l'origine de l'inflation, sans que soit précisé le mécanisme de transmission en jeu – mais pas à l'hypothèse du rôle de tampon joué par les encaisses, qui fait habituellement intervenir les écarts monétaires. Bien que les résultats ne paraissent pas trop dépendre de la définition adoptée, McPhail parvient à isoler deux agrégats qui donnent régulièrement de bons résultats; les deux englobent les obligations d'épargne du Canada et soit l'ensemble des fonds communs de placement, soit ceux offerts par les institutions financières.

Pour élaborer des agrégats monétaires, il existe une autre approche plus complexe, qui repose sur une pondération des composantes plutôt que sur une simple sommation. Étant donné qu'en théorie, les conditions de validité sont plus rigoureuses dans le cas des agrégats calculés par simple sommation, **Apostolos Serletis** et **Terence Molik** comparent deux mesures s'inspirant du principe des nombres indices – l'indice de Divisia et l'indice équivalent monnaie – aux mesures établies par sommation simple, en appliquant trois formules de pondération différentes à cinq définitions de la monnaie. Ils

ont recours à une batterie de tests : corrélations des variables avec le cycle (extrait au moyen du filtre de Hodrick-Prescott), tests de cointégration, tests de causalité à équation unique et autorégressions vectorielles. Ils constatent que, quelle que soit la façon dont elle est mesurée, la monnaie n'est cointégrée ni avec les prix ni avec le revenu, ce qui donne à penser que les encaisses monétaires réelles et la vitesse de circulation sont des variables non stationnaires. Ils en concluent que cela rendrait difficile la poursuite de cibles de croissance monétaire. Néanmoins, les tests de causalité, en particulier lorsqu'ils sont appliqués à l'agrégat M1++ de Divisia, indiquent que les agrégats pourraient renfermer de l'information utile sur l'évolution des prix et de la demande globale.

Charleen Adam et **Scott Hendry** portent un regard différent sur l'utilisation des agrégats monétaires. Comme les mesures de politique monétaire ne se répercutent sur l'inflation qu'après un délai considérable, les autorités doivent disposer d'un moyen quelconque pour déterminer si leur action est susceptible d'avoir l'effet souhaité. Les modèles peuvent être utiles à cette fin et, compte tenu des incertitudes qui caractérisent le monde réel, les auteurs soulignent l'avantage qu'il y a à recourir à divers modèles – selon les différentes conceptions qu'on se fait du mécanisme de transmission – pour appuyer la formulation de la politique monétaire.

Au Canada, la question est de savoir comment M1 – un précieux indicateur avancé de l'inflation selon les recherches antérieures – pourrait remplir un rôle utile dans un régime axé sur la poursuite de cibles d'inflation. Adam et Hendry se penchent sur le modèle vectoriel à correction d'erreurs basé sur M1, qui s'inspire d'une conception du mécanisme de transmission attribuant un rôle actif à la monnaie (l'hypothèse du rôle de tampon que joueraient les encaisses). Ils proposent une façon d'éliminer de M1 les distorsions décrites par Aubry et Nott et procèdent à une nouvelle estimation du modèle au moyen de la mesure corrigée. Dans leur approche, M1 est traité essentiellement comme une variable non observable qui peut être déduite du modèle.

La version du modèle vectoriel à correction d'erreurs basé sur M1 corrigé prédit correctement l'inflation. Les simulations effectuées à l'aide du modèle confirment que les variations du taux du financement à un jour représentent les interventions imprévues des autorités monétaires. Conformément à ces résultats, on peut incorporer au modèle une règle de conduite de la politique monétaire dans laquelle le taux à court terme réagit

aux écarts de M1 par rapport au sentier cible pris pour hypothèse. Les deux auteurs illustrent diverses applications du modèle; on peut par exemple s'en servir pour définir le sentier que doit suivre le taux à un jour si l'on veut obtenir un taux d'inflation déterminé à un horizon donné. Leur étude présente une caractéristique technique intéressante : pour chaque simulation, il est possible de calculer l'intervalle de confiance du résultat prédit.

Compte tenu de l'efficacité de la politique de faible inflation appliquée en Suisse, la méthode mise en oeuvre par la Banque nationale suisse mérite qu'on s'y attarde. **Michel Peytrignet** analyse l'utilisation que les autorités monétaires ont faite des agrégats monétaires pendant de nombreuses années [(1)]. Il décrit la façon dont elles se sont employées à maintenir la stabilité des prix, en se servant d'un agrégat monétaire comme cible intermédiaire. Si le pragmatisme de la Banque nationale suisse l'a amenée à changer de définition de la monnaie quand l'évolution économique ou des changements structurels le commandaient, l'une des constantes de sa politique a été la prise en compte explicite de la monnaie centrale. Parfois appelée aussi base monétaire, celle-ci équivaut aux engagements de la banque centrale envers le secteur privé, c'est-à-dire la monnaie en circulation augmentée des réserves bancaires. Cet agrégat très étroit intéresse aussi bien les spécialistes de la théorie monétaire que les praticiens parce qu'il relève directement de la banque centrale (en principe du moins) et peut être observé de manière précise quotidiennement. En outre, comme la demande de monnaie centrale ne réagit pas beaucoup aux taux d'intérêt du marché, ses variations reflètent mieux l'effet réel des interventions de la banque centrale sur l'économie. (À l'inverse, l'agrégat M1 au Canada est si sensible aux taux d'intérêt que ses variations tendent à surestimer cet effet.) Il n'en reste pas moins que la Banque nationale suisse ne s'est jamais engagée sans condition à atteindre un objectif quantitatif déterminé, et divers chocs l'ont amenée à de nombreuses reprises à s'écarter de manière appréciable des cibles annuelles annoncées antérieurement. Parmi ces chocs figurent les fortes variations du taux de change, dont on ne peut faire abstraction dans une petite économie très ouverte et qui ont provoqué des tensions inflationnistes d'une persistance inhabituelle au début des années 1990. Une autre source de chocs a été l'apparition des nouvelles technologies de paiement.

Afin d'être mieux à même de faire face à ces changements, la Banque nationale suisse a décidé, au cours des années 1990, d'allonger l'horizon de ses cibles de croissance monétaire pour le porter au moyen terme – c'est-à-dire cinq ans environ. Elle a fixé le

taux cible de croissance de la monnaie centrale à un niveau (1 %) qu'elle jugeait à peu près compatible avec une inflation du même ordre. C'est-à-dire qu'une croissance prévue d'environ 2 % de la production à long terme serait rendue possible, grosso modo, par l'augmentation tendancielle de la vitesse de circulation due aux innovations dans les techniques de paiement. Peytrignet conclut que l'établissement d'une cible intermédiaire s'est révélé durant ces années un moyen efficace de se concentrer sur le long terme et, ainsi, d'agir de façon préventive. La définition précise de la monnaie qui était adoptée ne semblait pas revêtir une grande importance tant qu'elle était crédible – cette crédibilité étant fonction, essentiellement, des résultats obtenus par la banque centrale et du soin qu'elle apporte à ses communications.

Ben S. C. Fung et **Mingwei Yuan** abordent sous un angle différent la question de l'utilisation que la banque centrale peut faire de l'information véhiculée par les agrégats monétaires (et d'autres variables financières). Ils élaborent un indice quantitatif devant permettre de déterminer si l'orientation de la politique monétaire est restrictive, expansionniste ou neutre au regard de l'objectif consistant à maintenir le taux d'inflation constant. Plus précisément, Fung et Yuan font l'hypothèse que l'orientation de la politique monétaire se reflète dans un ensemble pondéré de variables financières. Les variables envisagées sont l'agrégat monétaire M1, l'écart entre un taux d'intérêt à court terme et un taux à long terme, le taux du financement à un jour et le taux de change. L'orientation de la politique monétaire est exprimée sous la forme d'une combinaison linéaire de ces quatre variables, dont les pondérations relatives sont calculées à partir d'un modèle vectoriel autorégressif (VAR) exactement identifié. Les auteurs constatent que, parmi les quatre variables utilisées pour mesurer l'orientation de la politique monétaire, seul le taux à un jour joue un rôle significatif.

Fung et Yuan se servent de leur indice pour étudier les interventions de la Banque du Canada au fil des ans. Ils examinent les profils de réaction aux variations (mises sous forme orthogonale) de leur indice puis étudient les réactions dynamiques des autres variables du VAR aux chocs de politique monétaire. Les résultats sont compatibles avec les effets attendus d'un choc de politique monétaire. En effet, après un choc expansionniste, le taux d'intérêt et l'écart de taux diminuent, la production et le niveau des prix augmentent, tandis que le dollar canadien se déprécie par rapport au dollar américain. Fung et Yuan constatent aussi que la série chronologique des chocs de

politique monétaire ainsi établie cadre avec les interventions passées de la Banque du Canada. En outre, leur analyse indique que, en règle générale, la Banque ne réagit pas de façon vigoureuse aux variations contemporaines imprévues des taux du marché du crédit et du taux de change. Ce comportement est logique si l'on songe que la Banque ne prend pas le taux de change pour cible et s'efforce uniquement d'en régulariser les variations afin d'éviter des perturbations sur les marchés financiers.

Au cours de la deuxième journée du colloque, les discussions ont porté sur un sujet qui est à la fine pointe des recherches actuelles dans le domaine monétaire : les modèles dynamiques d'équilibre général. Dans leur étude, **Robert Amano**, **Scott Hendry** et **Guang-Jia Zhang** mettent en lumière le rôle des intermédiaires financiers. Ils s'attachent en particulier au rôle que les avoirs liquides peuvent jouer dans les décisions des intermédiaires financiers et, par le fait même, dans la transmission des mesures de politique monétaire. Ils ont recours à un modèle à participation limitée de type classique où ils font intervenir des intermédiaires financiers qui optimisent leurs profits en répartissant les fonds dont ils disposent entre des prêts à long terme et des avoirs liquides à court terme. Une autre caractéristique du modèle est l'asymétrie d'information entre les banques privées et la banque centrale en ce qui concerne les intentions de cette dernière.

L'analyse des auteurs fait ressortir qu'une politique monétaire expansionniste peut avoir des effets moins marqués mais plus persistants sur l'économie quand le public comprend mal le sens des interventions des autorités monétaires et que les intermédiaires financiers sont en mesure de choisir entre des prêts à long terme et des placements liquides à court terme. Quand les intermédiaires financiers placent leurs fonds en avoirs liquides, un assouplissement de la politique monétaire produit un effet réel positif moins prononcé, et les tensions inflationnistes sont moindres sur le marché des biens et services. En effet, les liquidités qui auraient pu autrement être prêtées aux entreprises sont placées sur le marché des avoirs liquides. Les banques n'offrent ces nouvelles liquidités sur le marché du crédit qu'une fois qu'elles sont certaines que la banque centrale ne les retirera pas du système dans un avenir prochain. Cet effet monétaire est dû à la mauvaise lecture que les intermédiaires financiers font de la politique monétaire. Il peut y avoir plusieurs causes à cette mauvaise interprétation, notamment le manque de crédibilité de la banque centrale, les modifications de la politique monétaire ou l'existence d'autres chocs influant sur les

marchés financiers, de sorte qu'il est plus difficile aux institutions financières d'établir l'orientation de la politique monétaire.

Conformément aux observations empiriques, les effets produits par les interventions des autorités monétaires varient dans le modèle retenu par les auteurs. Quand les intentions véritables des autorités sont claires, le temps que met une intervention à se transmettre à l'économie est relativement bref. À l'inverse, quand le sens des interventions n'est pas évident, l'effet de la politique monétaire sur la production et l'inflation est moins marqué et il se fait sentir moins rapidement. En un mot, les effets des interventions de la banque centrale, dans ce type de modèle, dépendent du degré d'incertitude entourant la politique monétaire et de la capacité des banques d'adapter en conséquence leurs décisions en matière de crédit. Sur un plan plus général, Amano, Hendry et Zhang font valoir que ces résultats montrent qu'il est important de représenter de façon réaliste le secteur financier dans les modèles monétaires d'équilibre général, afin d'obtenir des réactions dynamiques qui correspondent mieux aux résultats empiriques.

Mingwei Yuan et **Christian Zimmermann** se penchent également sur le rôle des intermédiaires financiers dans le mécanisme de transmission, mais dans une autre optique, axée sur le canal du crédit. Ils élaborent un modèle dynamique à agents hétérogènes pour analyser les étranglements du crédit et l'efficacité de la politique monétaire dans ce contexte. Dans leur modèle, un étranglement du crédit est provoqué par la prudence des banques en matière de prêt en période de faible rentabilité et de difficultés financières. Plus particulièrement, les banques peuvent répartir leur actif entre les prêts et des titres d'État sûrs. Elles gèrent le risque en choisissant leurs placements de façon à respecter une valeur déterminée du rapport de leurs pertes sur prêts aux dépôts (cette valeur étant tirée d'un scénario de référence qui représente l'état normal de l'économie). Ce rapport devient contraignant en cas de récession, et l'étranglement du crédit que le modèle produit alors incite les banques à rééquilibrer leur actif en faveur des titres d'État, et ce, au détriment des prêts, et accentue la diminution globale du crédit et de l'activité économique.

Yuan et Zimmermann procèdent ensuite à quelques simulations à l'aide de leur modèle. Dans la première, où un étranglement du crédit est simulé, un assouplissement de la politique monétaire encourage les banques à accorder des prêts à quelques entreprises

relativement petites, mais une forte proportion de leur actif est toujours placée en titres d'État. Par conséquent, l'assouplissement de la politique monétaire ne contribue guère à atténuer les effets de la contraction du crédit. Dans une deuxième simulation, les banques n'ont plus à respecter le rapport des pertes aux dépôts qu'elles se sont fixé; cette mesure a un effet de stimulation beaucoup plus marqué sur l'économie. Ces résultats donnent à penser que la politique monétaire peut être moins efficace en présence d'un étranglement prolongé du crédit. De façon générale, l'étude de Yuan et Zimmermann souligne l'importance que peut revêtir le comportement des intermédiaires financiers – partant, les règles qui visent à soutenir la stabilité financière – pour la transmission des interventions de politique monétaire.

En dernier lieu, **Lawrence Christiano** et **Christopher Gust** analysent les causes de la poussée d'inflation aux États-Unis durant les années 1970. Ils s'intéressent tout particulièrement aux motifs qui ont poussé la Réserve fédérale à s'engager dans une expansion rapide de la masse monétaire aux États-Unis. Ils font l'hypothèse qu'un renforcement des attentes en matière d'inflation a créé une incitation presque irrésistible à accélérer la croissance monétaire, phénomène qu'ils qualifient de « trappe des anticipations ».

Christiano et Gust étudient cette hypothèse au moyen d'un modèle à participation limitée qui repose sur une règle de conduite de la politique monétaire estimée pour les années 1970, durant lesquelles la Réserve fédérale ne réagissait guère à l'inflation anticipée. Dans leur modèle, après un choc technologique négatif, la production et l'emploi diminuent tandis que l'inflation augmente. La banque centrale réagit au renforcement des attentes en matière d'inflation en réduisant les liquidités de manière à faire monter les taux d'intérêt. Cependant, étant donné l'attitude laxiste de[illegible]rités à l'égard de l'inflation au cours des années 1970, les agents du secteur privé s'attendent à ce que le taux d'intérêt nominal ne s'accroisse pas autant que le taux d'inflation attendu, c'est-à-dire que les taux d'intérêt réels anticipés reculent.

En prévision de cette diminution des taux d'intérêt réels, les agents du secteur privé réduisent les soldes de leurs comptes d'épargne et retirent des fonds aux intermédiaires financiers. Pour compenser la perte de ces dépôts et essayer d'atténuer les pressions à la hausse sur les taux d'intérêt nominaux, la banque centrale fournit des liquidités aux

intermédiaires financiers, contribuant ainsi à la réalisation des attentes en matière d'inflation. Néanmoins, l'augmentation des taux d'intérêt et la hausse de l'inflation qui accompagne cette évolution entraînent une baisse de la production et de l'emploi; cette situation de stagflation persiste pendant des années dans le modèle de Christiano et Gust.

Au moyen de leur modèle, les auteurs montrent aussi qu'une réaction plus énergique au bond des attentes en matière d'inflation améliorerait les résultats de l'économie par la suite. Si les autorités monétaires se montraient moins tolérantes après une variation négative de la productivité, la production et l'emploi se maintiendraient mieux et l'inflation serait également plus faible. Enfin, Christiano et Gust font valoir que, à la différence du modèle à participation limitée, un modèle IS-LM à prix rigides de type classique ne permet pas de saisir les principales caractéristiques de l'évolution observée durant les années 1970. Ils affirment en particulier que, dans le modèle IS-LM, une flambée d'inflation due à l'autoréalisation des attentes s'accompagne d'une augmentation de l'emploi et de la production, en contradiction avec l'expérience vécue dans les années 1970.

Christiano et Gust concluent que, si l'on veut éviter à l'avenir de tomber dans la trappe des anticipations et de subir de nouvelles flambées d'inflation par autoréalisation des attentes, les institutions monétaires doivent être conçues de telle manière que nul ne doute de la volonté de la banque centrale de maintenir la stabilité des prix, afin d'étouffer dans l'oeuf tout renforcement des attentes en matière d'inflation.

Séance de clôture

Trois points de vue différents se sont dégagés des commentaires des personnes invitées à animer la séance de clôture. **Charles Freedman** a retracé l'évolution des recherches et de l'utilisation des agrégats monétaires à la Banque du Canada. Les modèles sont devenus plus perfectionnés, et l'on s'est intéressé davantage aux relations empiriques de long terme et à l'application des techniques de cointégration. Le modèle vectoriel à correction d'erreurs joue maintenant un rôle central dans l'analyse de M1 à la Banque. Parallèlement, celle-ci continue d'examiner de près l'effet des innovations sur la demande de monnaie afin de voir si de nouvelles mesures pourraient se révéler plus utiles.

La Banque a aussi adopté une nouvelle approche pour évaluer l'information véhiculée par les agrégats monétaires et la comparer aux projections établies par le personnel (à l'aide d'un modèle dans lequel la monnaie ne joue aucun rôle explicite). Les économistes du département des Études monétaires et financières présentent maintenant à part les prévisions faites à partir des agrégats lors de la réunion où les projections trimestrielles sont exposées. (Les représentants de la Banque dans les régions fournissent également une évaluation indépendante des perspectives, fondée sur les enquêtes qu'ils mènent auprès d'une centaine d'entreprises d'un bout à l'autre du pays.) L'importance relative qui sera attachée aux diverses sources d'information dépendra en définitive de leur fiabilité. À l'heure actuelle, l'économie canadienne tourne presque à plein régime, du moins si l'on en croit les mesures habituelles du potentiel de production. Cependant, comme ces mesures sont entourées d'une incertitude considérable, la Banque accorde plus de poids à divers indicateurs de l'inflation future, dont les agrégats monétaires. Freedman a ajouté que, étant donné que l'instrument d'intervention des autorités monétaires est un taux d'intérêt à court terme, les banques centrales ont du mal à admettre l'idée que l'offre de monnaie soit fixée de manière exogène par la politique monétaire. L'élaboration de modèles dans lesquels la monnaie est endogène, tout en exerçant une influence non négligeable sur l'économie, a aidé à convaincre les banques centrales que les encaisses monétaires reflètent peut-être des chocs que ne permettent pas de prendre en compte les modèles plus traditionnels.

Les modèles monétaires d'équilibre général réservent un rôle clé aux intermédiaires financiers et donnent des résultats intéressants. Freedman considère toutefois que, avant que l'on puisse intégrer ces modèles à la panoplie d'outils que les banques centrales utilisent, il faudra que les systèmes financiers qui y sont décrits correspondent mieux à la réalité. Une collaboration plus étroite des concepteurs de modèles d'équilibre général avec les spécialistes de la structure financière dans les banques centrales déboucherait peut-être sur des échanges mutuellement enrichissants.

L'autre représentant de banque centrale qui participait à la séance de clôture, **Marvin Goodfriend**, s'est attaché aux raisons pour lesquelles les modèles macroéconomiques qui sont actuellement au premier plan de l'analyse de la politique monétaire laissent de côté le comportement de la monnaie. L'une de ces raisons est que, les banques centrales ayant acquis la crédibilité nécessaire en matière de stabilité des prix, les modifications

qu'elles apportent aux taux d'intérêt nominaux se répercutent directement sur les taux d'intérêt réels. Cette situation favorable pourrait toutefois changer. C'est parce qu'elle avait perdu toute crédibilité pendant les années 1970 que la Réserve fédérale des États-Unis a dû abandonner la cible qu'elle s'était fixée pour le taux des fonds fédéraux en faveur d'instruments quantitatifs de 1979 à 1982.

La monnaie mérite une place à part dans la stratégie des autorités monétaires, et il peut se présenter des circonstances où elle devient un élément indispensable. Si le public avait davantage confiance dans la capacité de la banque centrale de contrecarrer un mouvement d'inflation ou de déflation, des problèmes de ce type seraient moins susceptibles de se produire au départ. Goodfriend (comme, par la suite, David Laidler) a ensuite décrit un processus dans lequel les variations de la monnaie reflètent des chocs inflationnistes ou déflationnistes qui ne sont pas entièrement saisis par les taux d'intérêt à court terme.

Goodfriend a ajouté qu'en raison de l'imbrication des mesures de politique monétaire et des chocs économiques, les économétriciens doivent user d'une grande prudence lorsqu'ils emploient des techniques comme l'autorégression vectorielle dans des études empiriques de la politique monétaire. Goodfriend s'est dit d'avis qu'un processus autorégressif était peut-être trop restrictif pour saisir les réactions de la politique monétaire aux effets non désirés de modifications apportées antérieurement par les autorités à leur taux directeur. Ce problème risque de se poser avec plus d'acuité dans le contexte actuel, où les banques centrales se contentent généralement de vouloir maintenir l'inflation à peu près au niveau où elle se trouve et, donc, d'éviter les chocs de politique monétaire.

David Laidler a exprimé un point de vue bien différent au sujet du rôle potentiel de la masse monétaire. D'après lui, les agrégats monétaires pourraient être moins utiles aux autorités en période d'instabilité de l'inflation parce que l'instabilité monétaire risque elle-même d'entraîner l'érosion des régularités empiriques observées jusque-là. Les difficultés qu'a posées la poursuite de cibles de croissance monétaire au cours des années 1970 et 1980 constituent un bon exemple de ce genre de problème. Dans les années 1950, Milton Friedman avait avancé sa règle de croissance monétaire, au départ, dans le but de maintenir le faible taux d'inflation et l'expansion régulière qu'on avait réussi à

obtenir.

Les agrégats monétaires ne jouent aucun rôle visible dans le cadre d'analyse macroéconomique sur lequel les autorités se sont appuyées, dans les années 1990, pour ramener l'inflation à de bas niveaux. Cependant, maintenant que l'écart de production se situe en deçà de la marge d'erreur qui entoure sa mesure, le principal défi des autorités monétaires consiste de nouveau à éviter qu'une économie qui enregistre de bons résultats ne déraille. Laidler considère que les agrégats monétaires sont bien adaptés à ce rôle, puisque nul ne conteste leur influence dans la détermination du sentier d'évolution de l'inflation à long terme et qu'au Canada, les agrégats étroits sont de bons indicateurs avancés de la production. Il a néanmoins admis que cela ne justifiait pas pour autant le rétablissement des cibles de croissance monétaire, car les problèmes liés aux changements institutionnels n'ont pas disparu.

En guise de conclusion, Laidler a invité les concepteurs de modèles dynamiques d'équilibre général à accorder plus d'attention aux activités de création monétaire des intermédiaires financiers. Il a reconnu que c'était là une tâche très difficile, mais que l'on parviendrait peut-être ainsi à mieux comprendre pourquoi les dépôts, tout particulièrement ceux qui peuvent servir au règlement des transactions, semblent jouer un rôle causal dans les décisions de dépense. Nous aurions alors davantage confiance dans l'information que nous extrayons du comportement des agrégats monétaires.

Mot d'ouverture

Jack Selody

Bienvenue à notre colloque sur la monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission. Nous avons constitué un programme qui, je l'espère, vous intéressera au plus haut point, puisqu'il est consacré à la place que les banques centrales devraient faire à la monnaie dans la formulation de la politique monétaire.

Ce colloque s'inspire dans une large mesure des recherches que les économistes de la Banque du Canada effectuent dans le cadre normal de leur fonction de conseil auprès des responsables de la politique monétaire. Un colloque tel que celui-ci donne à nos

chercheurs l'occasion d'obtenir les commentaires de leurs collègues universitaires et de leurs homologues des autres banques centrales. J'espère que cela incitera également d'autres chercheurs à intensifier leurs travaux dans ce domaine et à en faire profiter la Banque.

Je ne vous surprendrai pas en affirmant que le poids à accorder aux agrégats monétaires lors de la formulation de conseils en matière de politique monétaire suscite beaucoup de débats entre les économistes de la Banque. Ce colloque vise à mettre en lumière les raisons pour lesquelles les agrégats monétaires ne jouent pas un rôle de premier plan dans l'élaboration de la politique monétaire, ainsi qu'à faire progresser le débat en proposant aux banques centrales de nouvelles manières d'envisager le mécanisme de transmission.

Lorsque nous avons songé à tenir un colloque sur les façons dont les banques centrales pourraient élargir l'utilisation des agrégats monétaires, nous savions que de nombreux résultats militaient en faveur de leur emploi à titre d'indicateurs de la politique monétaire. Il n'était pas nécessaire de revenir sur ce point. Il nous semblait plutôt que le « handicap » de la monnaie tenait au fait que l'on jugeait souvent trop risqué de se fier aux agrégats monétaires. Cette réticence paraissait due à trois raisons.

En premier lieu, il arrive aux agrégats monétaires d'évoluer de manière imprévisible. Leurs variations peuvent être marquées et de longue durée; les banques centrales ont ainsi été prises au dépourvu à plusieurs reprises par le passé. Ces « surprises » résultent parfois de nouvelles données économiques qui laissent présager une évolution différente de la production et des prix. Elles peuvent aussi être liées à une transformation du mécanisme de transmission, peut-être parce qu'une nouvelle technologie de l'information a modifié la façon dont les entreprises gèrent leur trésorerie et établissent leurs prix. C'est à ces moments-là que les agrégats monétaires peuvent se révéler utiles à une banque centrale. En d'autres occasions, cependant, leurs variations correspondent simplement à des distorsions des agrégats monétaires et ne véhiculent aucune information d'ordre économique. Ce serait le cas par exemple lors de l'apparition d'une nouvelle carte de débit qui convertirait les soldes de comptes d'épargne en encaisses de transaction. Il convient de détecter ces distorsions sans retard et de bien les comprendre si l'on veut que les agrégats monétaires se voient accorder une plus grande importance

dans la formulation de la politique monétaire. Le problème consiste ici à distinguer ce qui est distorsion et ce qui est information économique sur l'évolution future. Dans leur étude, Jean-Pierre Aubry et Loretta Nott se penchent sur des périodes d'instabilité des agrégats monétaires dans l'espoir de parvenir à établir cette distinction. Quant à Apostolos Serletis et Terence Molik, ils proposent de nouveaux modes d'élaboration des agrégats monétaires afin que ces derniers soient moins sujets aux distorsions.

En deuxième lieu, la production et les prix ne réagissent pas toujours de la même manière aux variations des agrégats monétaires. De ce fait, les modèles empiriques comportant des structures de retard fixes se révèlent peu fiables en pratique. L'une des raisons de l'instabilité de ces modèles est que la monnaie sert à financer des activités économiques qui ne sont pas comptabilisées dans le PIB, comme une hausse de l'activité sur les places boursières. Il se peut aussi que les modèles soient trop axés sur la relation de court terme entre la monnaie, les prix et la production, alors que l'attention devrait porter davantage sur la relation de long terme. La question qui se pose ici est de savoir comment obtenir des modèles empiriques stables du mécanisme de transmission. Dans cet ordre d'idées, Charleen Adam et Scott Hendry recourent aux encaisses de transaction, et Kim McPhail, à une définition plus large de la monnaie, afin de voir s'ils peuvent améliorer la qualité des prévisions de leurs modèles en tenant compte de la relation de long terme entre la monnaie, la production et les prix.

En troisième lieu, personne ici ne sera étonné d'apprendre que notre compréhension théorique du mécanisme de transmission reste incertaine et incomplète. Lawrence Christiano et Christopher Gust mettent cette incertitude en relief en examinant deux modèles bien différents du mécanisme de transmission. L'enseignement que je retire de leur étude est qu'il serait peu judicieux de fonder des décisions de politique monétaire sur une vision unique du mécanisme de transmission.

Un autre sujet qui suscite beaucoup de controverse est le rôle de l'intermédiation financière dans le mécanisme de transmission. Je considère personnellement que l'intermédiation financière se situe au coeur même de ce mécanisme. Pourtant, les modèles utilisés par nombre d'économistes traitent les intermédiaires financiers comme des agents passifs dans le mécanisme de transmission. L'objectif, en l'occurrence, est de trouver la meilleure façon d'approfondir notre connaissance théorique du rôle joué par

ces intermédiaires dans l'économie. Bob Amano, Scott Hendry et Guang-Jia Zhang font intervenir un intermédiaire financier rudimentaire dans un modèle à participation limitée de type classique. Mingwei Yuan et Christian Zimmermann adoptent une démarche différente : ils introduisent des placements sûrs et des investissements risqués dans le modèle à participation limitée, ce qui, conjugué à une stratégie prudente de gestion du risque de la part des banques, suffit à produire un étranglement du crédit lorsque la politique monétaire est restrictive.

J'aimerais maintenant parler de la façon dont les banques centrales devraient se servir des agrégats monétaires dans l'élaboration de la politique monétaire. À cet égard, on s'entend probablement davantage sur la façon de *ne pas* se servir de ces agrégats que sur l'utilisation que l'on peut en faire.

Il est largement admis qu'un agrégat monétaire n'est pas l'instrument d'intervention de la banque centrale au Canada, et qu'il ne devrait pas l'être non plus dans le cadre institutionnel actuel. Au Canada, l'instrument d'intervention est le taux d'intérêt à un jour.

Pour être juste, il convient aussi de préciser, je pense, que personne à la Banque du Canada ne préconise de remplacer l'IPC hors alimentation, énergie et effet des impôts indirects par un agrégat monétaire à titre de cible ultime de la politique monétaire. La fixation de cibles en matière d'inflation a donné de bons résultats, et il n'y a pas lieu d'en changer selon moi. Il reste que, étant donné le long délai qui sépare l'intervention de son effet final, certains voient l'utilité d'employer une fourchette de référence applicable à un agrégat monétaire pour communiquer l'orientation de la politique monétaire.
L'utilisation d'une fourchette de ce genre permettrait d'être renseigné plus rapidement sur l'efficacité des mesures de politique monétaire qu'avec uniquement une cible d'inflation. Mais une fourchette de référence pour l'évolution de la monnaie viendrait compléter, et non remplacer, la cible d'inflation. Michel Peytrignet décrit les bons résultats qu'a obtenus la Banque nationale suisse en se servant d'un agrégat monétaire à titre d'outil de communication. Le défi que nous devons relever au Canada consiste à trouver des façons de prévoir et d'expliquer les épisodes au cours desquels la monnaie peut s'écarter de sa fourchette de référence pour des raisons qui n'ont aucun rapport avec les tensions inflationnistes.

Une question un peu plus controversée est celle du rôle que les agrégats monétaires devraient jouer dans l'évaluation de l'orientation de la politique monétaire ou dans la fonction de réaction de cette politique. Ben Fung et Mingwei Yuan montrent que l'inclusion d'un agrégat monétaire dans un indice de l'orientation de la politique monétaire au Canada n'est pas d'une grande utilité, peut-être parce que les autorités n'ont pas accordé beaucoup d'attention aux agrégats monétaires jusqu'ici. La question est de savoir si la politique monétaire aurait été plus efficace si les autorités avaient été plus attentives à l'évolution de ces agrégats.

Un constat qui, je l'espère, fera l'unanimité parmi les participants à ce colloque est que les indicateurs monétaires véhiculent bel et bien de l'information sur l'évolution future de l'inflation, de sorte qu'ils devraient jouer un certain rôle dans la formulation de la politique monétaire. Je crois que tout le monde conviendra aussi que des conseils judicieux en matière de politique monétaire ne doivent pas reposer sur une conception unique du mécanisme de transmission.

À l'occasion de l'ouverture de ce colloque, j'aimerais adresser mes remerciements à tous ceux et celles qui ont contribué à sa réalisation. Je tiens à remercier en particulier les conférenciers et les commentateurs, ainsi que les employés de la Banque qui jouent le rôle de rapporteurs. Je désire aussi exprimer ma reconnaissance à Diane Hammond, à Sylvie Dubois, à Fern Monast et à Gisèle Bousquet, qui ont consacré beaucoup d'efforts à l'organisation matérielle du colloque. Enfin, je sais gré à Kevin Clinton et à Walter Engert d'avoir aidé à mettre sur pied celui-ci.

---

1. En décembre 1999, la Banque nationale suisse a décidé d'axer la conduite de sa politique monétaire sur la poursuite d'une cible explicite en matière d'inflation. Elle a annoncé par la même occasion qu'elle ne se fixerait plus de cibles de croissance monétaire, mais que le stock de monnaie (mesuré par l'agrégat M3) continuerait de jouer un important rôle d'indicateur.

Table des matières Haut de la page

RECHERCHER
DANS LE SITE

© Banque du Canada. Le contenu peut être reproduit ou cité dans la mesure où la Banque du Canada est mentionnée. Responsable du site : Brent Eades, webmaster@bank-banque-canada.ca.

La mesure de la monnaie de transaction dans un monde caractérisé par l'innovation financière

Jean-Pierre Aubry et Loretta Nott

Introduction et sommaire

Les spécialistes de la macroéconomie admettent généralement l'existence d'une relation entre la monnaie, la production et les prix. Une augmentation de la masse monétaire se répercute immédiatement sur les variables financières comme les taux d'intérêt, les taux de change et les prix des actifs. Les variations de ces variables influencent dans un premier temps la situation de liquidité des institutions financières, puis modifient celle des ménages et des entreprises ainsi que les décisions de ces derniers en matière de dépense. Ces réactions en chaîne affecteront à court terme l'emploi et la production, mais elles ne toucheront que plus tard les salaires et les prix nominaux.

Les agrégats monétaires, qui regroupent les différents instruments financiers détenus par les ménages et les entreprises, sont des outils qu'utilisent les économistes pour évaluer la relation entre la monnaie, la production et les prix. La fonction d'échange est considérée comme la caractéristique distinctive de la monnaie et la condition nécessaire pour mettre en branle le mécanisme de transmission monétaire, de sorte que, pour estimer cette relation, on fait souvent appel à un agrégat qui représente très

* Nous tenons à remercier ici Chris Graham pour l'aide assidue qu'il a apportée sur le plan de la recherche, Jamie MacKinnon et Jean Brathwaite pour leur travail d'aide à la rédaction ainsi que Kevin Clinton, Agathe Côté, Pierre Duguay, Walter Engert, David Laidler, Daniel Racette et Jack Selody pour les commentaires d'une grande pertinence qu'ils ont formulés sur le texte.

fidèlement les transactions effectuées[1]. En outre, étant donné que l'objectif de la politique monétaire est la stabilité du prix de l'ensemble des biens et services, les économistes sont également à la recherche d'un agrégat monétaire capable de représenter fidèlement les transactions relatives aux biens et services.

Dans le monde incertain où nous vivons, les agents économiques détiennent un certain stock d'argent liquide — qui est appelé à varier au fil du temps — pour se protéger contre les fluctuations de revenus susceptibles de perturber leurs habitudes d'achat de biens, de services et d'actifs financiers. Un écart entre la quantité de monnaie que les agents économiques détiennent effectivement et celle qu'ils désirent détenir sur longue période est un signe que ceux-ci s'apprêtent à effectuer un échange monétaire pour modifier le flux de leurs dépenses, et ce, tant que la quantité de monnaie détenue ne sera pas retournée au niveau désiré. Cet échange met en mouvement une encaisse réelle, qui est transmise d'un agent à un autre, et déclenche une hausse des prix. Ainsi la monnaie, en tant que moyen d'échange, est un élément essentiel de la théorie qui veut que les fluctuations de la quantité de monnaie influencent les prix[2]. La monnaie de transaction se situe au cœur de la théorie relative au rôle de tampon des encaisses, des modèles à contrainte de paiement au comptant et des modèles qui se fondent sur la théorie de l'exploration pour décrire le mécanisme de transmission de la politique monétaire.

L'agrégat monétaire au sens étroit M1, qui est défini comme la somme de la monnaie hors banques et des dépôts à vue dans les banques à charte, est la mesure de la monnaie de transaction couramment utilisée au Canada depuis trente ans. M1 sert à mesurer la monnaie que les agents économiques détiennent pour régler leurs transactions. Toutefois, en raison des deux grandes vagues d'innovations financières survenues durant ces trois décennies, il est aujourd'hui bien plus difficile de quantifier la monnaie de transaction et d'évaluer la relation de celle-ci avec la production[3] et les prix.

Durant la première vague, celle de 1978 (environ) à 1986, les institutions financières ont offert de nouveaux types de dépôt qui ont modifié

1. Certains économistes sont d'avis que la fonction distinctive de la monnaie est celle de réserve liquide de valeur. Aussi préconisent-ils que l'on utilise les agrégats au sens large pour étudier la relation entre la monnaie, la production et les prix. On trouvera un examen détaillé de cette école de pensée dans McPhail (2000).

2. Laidler (1999) explique de façon détaillée cette perception du mécanisme de transmission.

3. Le PIB en termes réels (la production) est la variable la plus couramment utilisée pour représenter le volume global des transactions effectuées aux fins d'achat de biens, de services et d'actifs financiers.

le coût d'opportunité lié à la détention de monnaie et porté les déposants à optimiser de manière différente leurs encaisses de transaction. Parmi ces nouveaux produits, on trouve les comptes d'épargne et de chèques à intérêt quotidien (qui n'étaient pas compris dans M1) et les services de gestion de la trésorerie des sociétés. Selon nos estimations, la première vague d'innovations a graduellement réduit d'environ 30 % le niveau de M1, les particuliers et les entreprises ayant transféré leurs encaisses de transaction des comptes à vue traditionnels aux nouveaux types de compte classés dans des agrégats autres que M1.

Vers 1993, une deuxième vague d'innovations financières a commencé à influencer M1. Pendant que se gonflaient les fonds communs de placement, le secteur des ménages s'est détourné progressivement des dépôts à préavis comme moyen d'épargne, tandis que se relâchait le lien entre les dépôts à vue (composante de M1 qui comprend les comptes des courtiers en valeurs mobilières) et les transactions liées aux achats de biens et services et que se resserrait le lien entre ces dépôts et les transactions relatives à la vente et à l'achat d'actifs financiers. Dans le secteur des entreprises, les nouveaux incitatifs à l'emploi des comptes courants (compris dans M1) ont encouragé certaines entreprises à recourir à ces comptes pour y placer leur épargne temporaire et régler leurs transactions. Nos estimations donnent à penser que la deuxième vague d'innovations, qui a provoqué à la fois des chocs d'offre et de demande, a accru à ce jour le niveau de M1 jusqu'à concurrence de 45 %, car les particuliers et les entreprises utilisent de plus en plus des dépôts traditionnellement compris dans M1 comme réserve liquide de valeur plutôt que comme un pur outil de transaction.

Par suite de ces deux vagues d'innovations financières, M1 est devenu une représentation moins adéquate et moins stable des instruments financiers servant à l'achat de biens et services. Ainsi, la relation entre M1, la production et les prix a perdu de sa clarté, et il est devenu plus difficile d'employer cet agrégat pour guider la conduite de la politique monétaire.

Dans la présente étude, nous examinons diverses questions liées à l'utilisation des agrégats monétaires au sens étroit comme guides de la politique monétaire en cette ère d'innovation financière. Nous espérons que de nouvelles recherches permettront de cerner et de mesurer les instabilités qui semblent exister dans la détention de monnaie de transaction et donc de construire des agrégats monétaires au sens étroit qui soient stables. Nous montrons que, pour réduire l'instabilité causée par les vagues d'innovations financières, une mesure robuste doit refléter l'évolution des instruments financiers destinés au règlement des transactions. Par conséquent, un agrégat monétaire qui vise à appréhender la monnaie servant au règlement des transactions doit refléter l'évolution des choix que les agents font entre

instruments de transaction ainsi que celle du menu qui leur est offert. Sinon, il faut s'entourer de tout un luxe de précautions quand on interprète le comportement d'un agrégat au sens étroit unique et imparfait, et il devient encore plus important pour les autorités de suivre de près plusieurs agrégats de ce type dans la conduite de la politique monétaire.

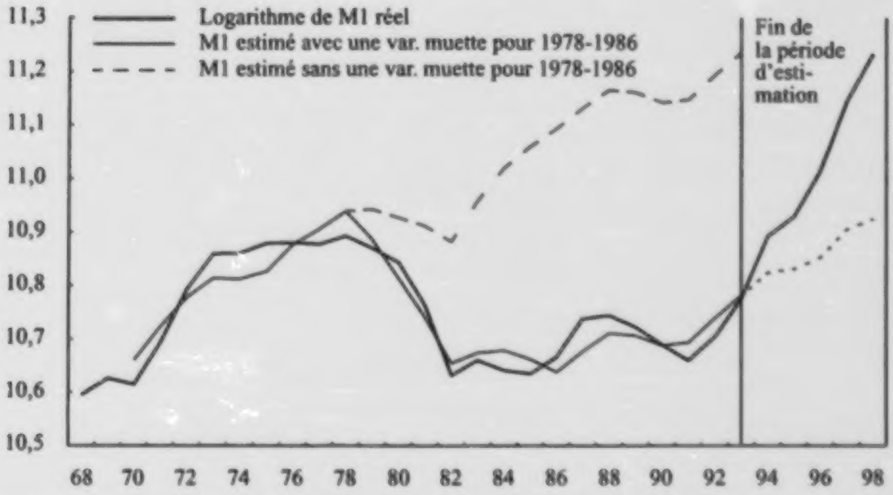
Le présent document est structuré de la manière suivante. À la première section, nous examinons les raisons pour lesquelles M1 n'a pas résisté aux innovations financières des trente dernières années et a cessé d'être une représentation adéquate de la monnaie de transaction. À la deuxième section, nous montrons comment les innovations financières ont influencé la relation empirique entre les agrégats monétaires au sens étroit, la production et les prix. À la troisième section, nous proposons l'élaboration d'un agrégat qui réagirait immédiatement à l'innovation financière et examinons brièvement les progrès que des travaux en ce sens permettraient de réaliser.

1 L'innovation financière, l'instabilité et la demande de M1

Les équations traditionnelles de demande de monnaie dans lesquelles le PIB réel et les taux d'intérêt à court terme interviennent comme variables explicatives ne réussissent pas à appréhender correctement le profil d'évolution de M1 en termes réels durant deux sous-périodes des trente dernières années. Ce point est illustré à la Figure 1, qui compare le profil du logarithme de M1 réel aux valeurs estimées d'une équation très simple de demande de monnaie[4]. Toutefois, les deux sous-périodes au cours desquelles ces variables explicatives ne peuvent rendre compte du profil de M1 réel correspondent à deux vagues exceptionnelles d'innovations financières. La Figure 1 illustre la première de ces vagues, survenue de 1978 à 1986, ainsi que la deuxième, qui a commencé vers 1993 et ne semble pas terminée. Nous avons non seulement eu recours à différentes estimations économétriques pour délimiter ces sous-périodes mais aussi analysé les données relatives aux divers types de compte offerts par différentes banques pour déceler les modifications rapides liées à des innovations financières (p. ex. la création de nouveaux types de dépôt). On trouvera en annexe une description détaillée de la méthode employée pour évaluer l'importance des déplacements de fonds qui se sont ainsi produits.

4. Sauf indication contraire, les graphiques présentés concernent le logarithme des soldes réels (établis à l'aide de l'IPC comme dégonfleur), divisé dans la plupart des cas par la valeur de ces soldes en 1968.

Figure 1
M1 brut



Nota : La période d'estimation va de 1970 à 1993, et la fréquence est annuelle.

$$\ln(M1/IPC) = \underset{(0,4)}{0{,}8} + \underset{(4,7)}{0{,}78}*\ln(PIB) - \underset{(-3,7)}{0{,}12}(0{,}5*R90 + 0{,}5*R90[t-1]) - \underset{(6,3)}{0{,}45}*DUM78\text{-}86$$

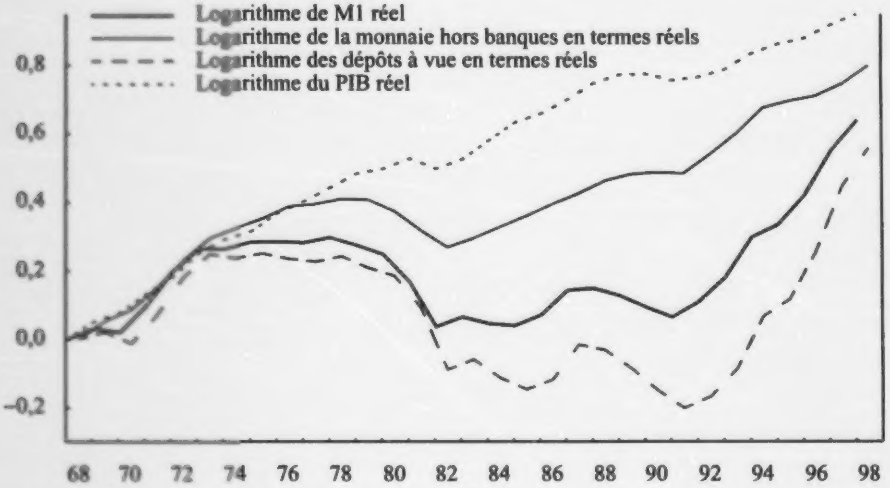
RB2 = 0,90 E.T.E. = 0,03 RHO = 0,6 DW = 1,1

Les équations traditionnelles de demande de monnaie ne peuvent expliquer le profil d'évolution de M1 durant ces deux périodes d'innovation parce que les variables explicatives retenues dans ce type d'équation (le PIB réel, le taux du papier commercial à 90 jours [R90] et l'indice des prix à la consommation [IPC]) ne reflètent pas bien le volume des transactions, le prix global des biens et services échangés ni les incitatifs financiers qu'offrent les nouveaux types de dépôt. Il serait possible de réduire considérablement le niveau de l'instabilité de l'agrégat si l'on utilisait de meilleures variables explicatives[5]. Cette question sera abordée à la troisième section.

La monnaie hors banques, qui constitue environ 35 % de M1, a été relativement peu influencée par les vagues d'innovations financières, comme le montre la Figure 2. L'innovation a certainement influé sur le niveau de la

5. Par exemple, le profil d'évolution du PIB réel permet-il de bien rendre compte de celui de la monnaie de transaction servant à l'achat d'actifs financiers? Est-il possible de construire des variables de taux d'intérêt qui saisissent mieux l'évolution du taux de rendement de divers types de dépôt à vue et à préavis? Pouvons-nous élaborer des variables qui refléteraient différentes caractéristiques des dépôts de transaction (accessibilité, lignes de crédit associées, accumulation de milles aériens, etc.).

Figure 2
Évolution comparée de la monnaie hors banques et des dépôts à vue



Nota : Les variables ont été divisées par leur valeur en 1968.

monnaie hors banques (voir l'Annexe pour les estimations), mais il semble que son influence a été relativement graduelle et beaucoup moins évidente que celle qu'elle a eue sur les dépôts à vue[6]. À la deuxième section, nous montrons que la relation entre la monnaie hors banques et les prix a été plus stable au fil du temps que celle de M1. Dans la suite de la présente section, nous nous concentrons sur les dépôts à vue.

1.1 La première vague d'innovations financières, survenue de 1978 à 1986

Dans les années 1970, un grand nombre de travaux ont montré qu'il existait une relation assez stable entre une mesure étroite de la monnaie (M1) et la

6. L'utilisation d'autres moyens de paiement (p. ex. les cartes de crédit et de débit), l'existence des guichets automatiques et la possibilité d'optimiser les avoirs liquides grâce aux dépôts à intérêt quotidien (au lieu d'un intérêt calculé sur le solde minimum affiché par le compte au cours du mois) ont entraîné une réduction de la monnaie hors banques. Par contre, la création des pièces de un et de deux dollars et peut-être un certain développement de l'économie souterraine (voir Laflèche, 1994) ont donné lieu à une plus forte utilisation de la monnaie hors banques durant la dernière décennie. Les estimations de l'incidence que ces innovations ont eue durant les périodes 1978-1986 et 1993-1998 sont présentées en annexe.

dépense globale[7]. De plus, la demande de M1 semblait liée au taux d'intérêt par l'entremise d'un coefficient assez élevé et bien déterminé, ce qui facilitait la régulation de l'expansion monétaire au moyen d'un taux d'intérêt. Dans les derniers mois de 1975, la Banque du Canada annonça l'établissement d'une fourchette cible spécifique pour la croissance de M1. La Banque espérait que l'information chiffrée qu'elle allait ainsi publier sur l'orientation de la politique monétaire influencerait les décisions économiques dans tous les secteurs de l'économie de façon à réduire au maximum toute perturbation liée aux efforts de réduction du taux d'inflation.

Toutefois, le rythme des progrès techniques commença à s'accélérer au même moment, les différences entre les banques et les institutions parabancaires s'atténuèrent et la concurrence entre ces institutions s'intensifia, tandis que, dans un contexte d'inflation rapide, les taux d'intérêt étaient élevés et volatils. Cette combinaison de facteurs conduisit à une vague d'innovations financières et déboucha plus spécifiquement sur la création de nouveaux types de dépôt[8]. L'incidence que ces innovations eurent à la fois sur le secteur des ménages et celui des entreprises est examinée ci-après.

1.1.1 Le secteur des ménages

Les comptes d'épargne à intérêt quotidien (CEIQ), qui firent leur apparition en 1979, furent placés dans la catégorie des comptes à préavis sans tirage de chèques des particuliers, de sorte qu'ils étaient exclus de M1. Auparavant, les comptes d'épargne ordinaires des ménages offraient un intérêt qui était calculé en fonction du solde minimum détenu au compte durant chaque mois civil. L'intérêt sur les CEIQ, quant à lui, était calculé sur le solde de clôture quotidien, ce qui donnait aux petits épargnants la possibilité de bénéficier de taux d'intérêt très compétitifs même sur les avoirs liquides détenus pendant de courtes périodes. Cette modification incita fortement les déposants à optimiser différemment leurs avoirs liquides à court terme. L'attrait de ce nouveau type de compte fut également renforcé par le fait que les taux d'intérêt nominaux étaient considérés comme élevés. Ces comptes se révélèrent très populaires, ce qui n'a rien d'étonnant, et des sommes considérables furent rapidement transférées des comptes de dépôt traditionnels aux CEIQ. Certes, la plus grande partie des fonds ainsi transférés provenaient d'autres comptes d'épargne, mais une petite partie

7. Voir Clinton (1973) et White (1976).

8. L'historique des changements institutionnels survenus durant cette période s'inspire principalement de Freedman (1983).

des mouvements de fonds reflétait l'utilisation moindre des comptes de chèques et, par voie de conséquence, la baisse de M1.

Les progrès techniques ayant facilité la création de ce type de compte permirent aussi aux institutions parabancaires de proposer des comptes de chèques à intérêt quotidien (CCIQ), qui furent également classés comme dépôts à préavis et donc exclus de M1. Ces comptes présentaient à la fois les caractéristiques du compte d'épargne à intérêt quotidien et du compte de chèques personnel. Les pressions de la concurrence conduisirent graduellement à la vogue généralisée de ces comptes « à tout faire »; les grandes banques à charte se mirent à proposer cette option à leurs clients vers la fin de 1981 et le début de 1982. En général, ces comptes offraient un taux de rendement légèrement inférieur à celui des comptes d'épargne à intérêt quotidien sur les soldes de clôture journaliers qui dépassaient un certain minimum (p. ex. 1 000 $ ou 2 000 $), et un taux beaucoup plus faible sur les soldes quotidiens de clôture inférieurs à ce minimum. Ces comptes devinrent très populaires, de sorte que les ménages transférèrent leurs fonds des comptes à vue (compris dans M1) à ces nouveaux types de compte à préavis avec tirage de chèques[9].

Les Figures 3, 4 et 5 illustrent les transferts considérables de fonds effectués par les ménages dans ces nouveaux comptes. Ce type de compte connut une vogue immédiate. De 1978 à 1986, les dépôts à préavis des particuliers (avec ou sans tirage de chèques) se sont accrus, selon nos estimations, d'environ 13 milliards de dollars (19 %) par rapport aux extrapolations fondées sur leur tendance passée. De ce montant, 2,5 milliards de dollars correspondaient à des transferts opérés de comptes de chèques personnels (classés parmi les dépôts à vue) à des CEIQ et CCIQ. Il est à noter que ces transferts de fonds ne sauraient s'expliquer par des fluctuations des taux d'intérêt à court terme. De fait, le taux du papier commercial à 90 jours se situait au même niveau moyen (9 %) en 1978 et en 1986.

1.1.2 Le secteur des entreprises

Au milieu des années 1970, l'action combinée des progrès techniques, des pressions de la concurrence dans le secteur bancaire et du niveau élevé du coût d'opportunité des soldes non productifs d'intérêts conduisit à la création de « services de gestion de la trésorerie » au Canada. Au début, ces services étaient offerts exclusivement aux grandes sociétés et aux organismes du secteur public, mais au début des années 1980 des services

9. Les fonds provenant d'autres comptes à préavis (avec ou sans tirage de chèques) furent également transférés dans des CCIQ.

Figure 3
Dépôts à vue des particuliers

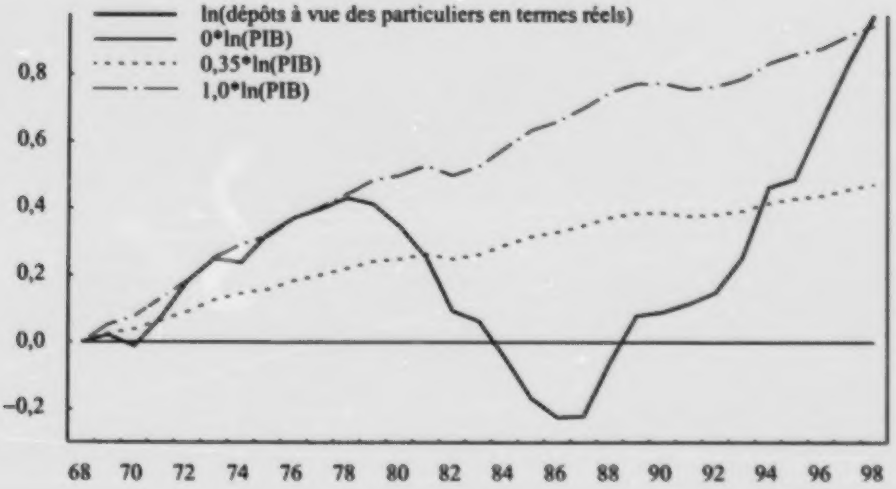


Figure 4
Dépôts à préavis non transférables par chèque des particuliers

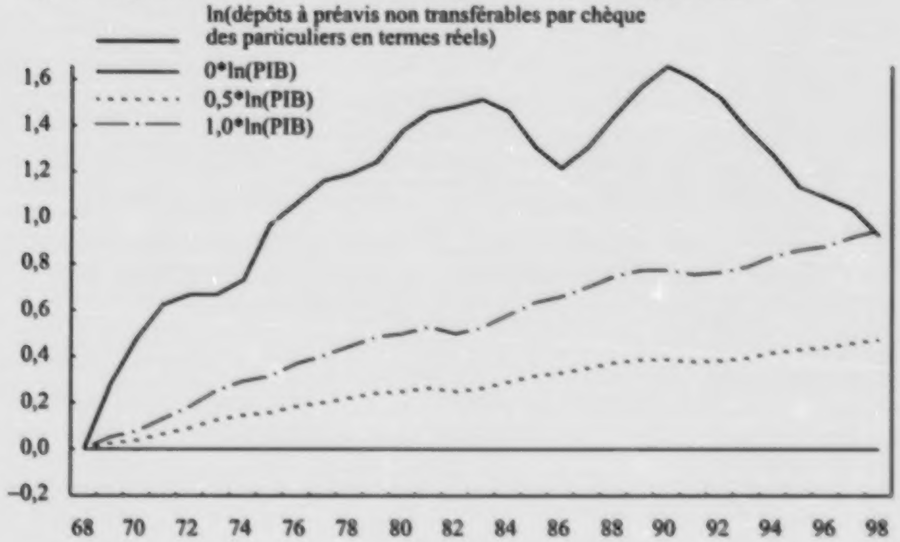
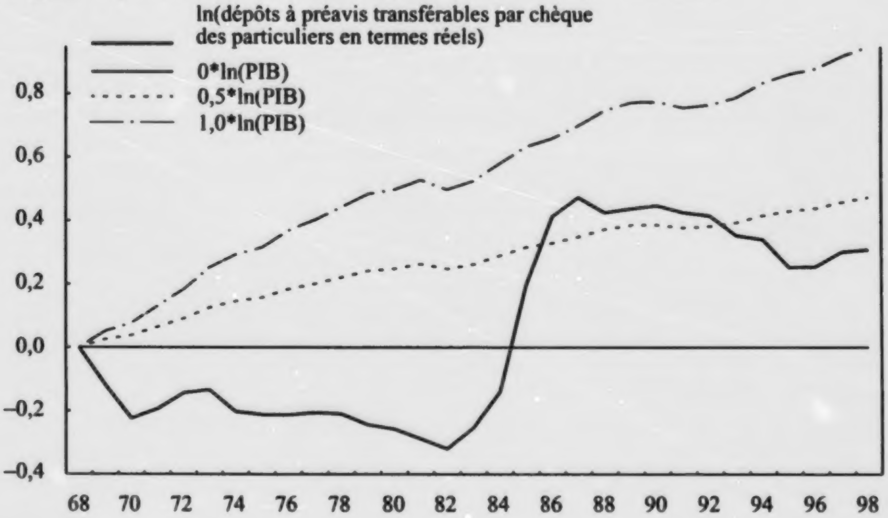


Figure 5
Dépôts à préavis transférables par chèque des particuliers



similaires furent proposés également aux sociétés de taille intermédiaire. Les caractéristiques de ces programmes variaient d'une banque à l'autre. Dans certains cas, les banques versaient un intérêt sur les comptes courants à un taux lié au taux de base des prêts bancaires, tandis que d'autres comptes se trouvaient à produire un intérêt implicite du fait de l'abolition des frais de service. Les sommes destinées à être gardées jusqu'au lendemain étaient souvent transférées dans des comptes à préavis, tandis que celles disponibles pour plus d'un jour étaient placées sous forme de dépôts à court terme. Les Figures 6 et 7 illustrent le déplacement de fonds des comptes courants vers des comptes à préavis autres que ceux des particuliers, constitués, dans la plupart des cas, de dépôts à préavis transférables par chèque. Selon nos estimations, ces transferts de fonds auraient atteint les neuf milliards de dollars (61 % des comptes courants et 18 % de M1) durant la période 1978-1986.

Les services de gestion de la trésorerie permirent aux sociétés de réduire le niveau de leurs soldes de roulement en regroupant tous leurs fonds dans un compte unique. L'utilisation de techniques telles que les prélèvements préautorisés sur les comptes et les services de gestion de la paye offerts par les institutions financières aida également les entreprises à diminuer les soldes courants dans les comptes à vue non productifs d'intérêts. Comme le montre la Figure 6, la création de ces services a eu un effet considérable sur la demande de soldes tenus dans les comptes courants et, par conséquent, sur celle de M1.

Figure 6
Comptes courants

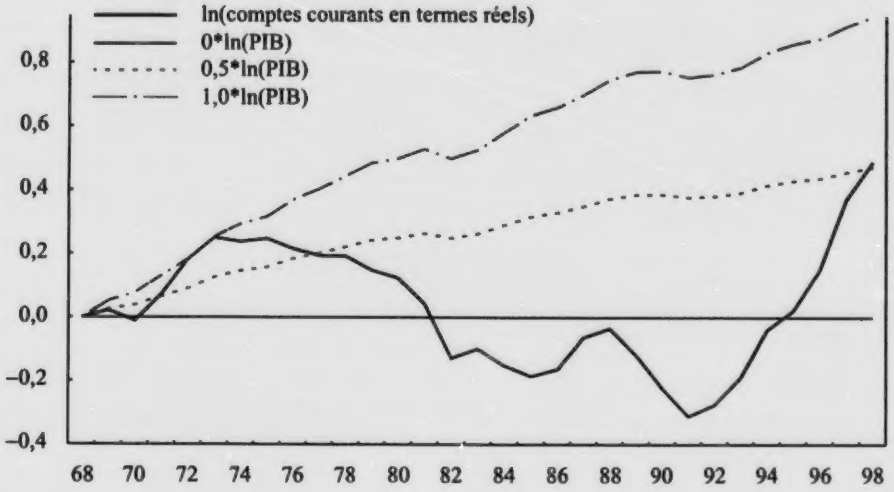
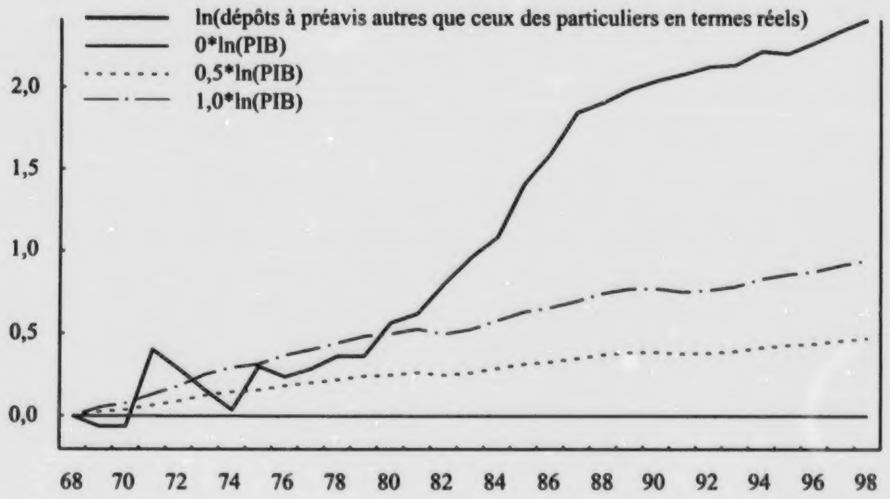


Figure 7
Dépôts à préavis autres que ceux des particuliers



1.1.3 La recherche de meilleurs instruments de mesure des encaisses de transaction

Au cours de la période 1978-1986, l'effet conjugué de ces innovations financières dans le secteur des ménages et dans celui des entreprises a été de réduire graduellement d'environ 30 % (14 milliards de dollars) le niveau de M1 réel[10]. Cet important déplacement de fonds a été si difficile à interpréter dans les premiers temps que, en novembre 1982, la Banque du Canada annonçait officiellement qu'elle cessait de viser explicitement M1.

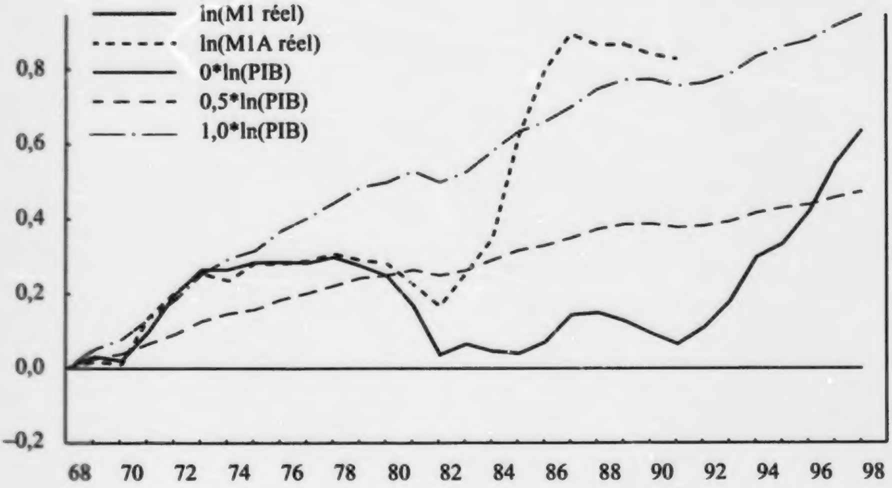
Dans sa recherche d'une autre mesure de la monnaie de transaction, la Banque du Canada s'est tournée vers M1A, qui comprend, en plus de M1, les comptes de chèques à intérêt quotidien (CCIQ) et les dépôts à préavis autres que ceux des particuliers. La définition de M1A est donc assez étendue pour englober les déplacements de fonds entre les comptes à vue des particuliers et les CCIQ. De 1980 à 1982, le comportement de M1A a semblé refléter assez fidèlement la relation observée sur longue période entre cet agrégat et la dépense globale. Cependant, comme on peut le voir à la Figure 8, M1A a commencé, après le milieu de 1983, à afficher une croissance plus rapide que celle qu'on aurait pu expliquer par les relations habituelles, les banques à charte s'étant mises à offrir des taux d'intérêt sur les soldes plus élevés tenus dans les CCIQ comparables à ceux pratiqués sur les dépôts à court terme. Les déposants ont alors commencé à délaisser les instruments d'épargne traditionnels au profit des CCIQ. Une grande partie de M1A en est ainsi venue à être constituée de fonds tenus à des fins d'épargne plutôt que de transaction[11].

---

10. Presque toutes les études empiriques font état d'un déplacement dans la demande de M1. On observe toutefois une variabilité assez grande de la taille estimée de ce déplacement. Les estimations sont fortement influencées par la spécification, les techniques d'estimation et la fréquence des données retenues et par les différentes manières de définir la variable muette (p. ex. un déplacement graduel échelonné de 1978 à 1981, comme dans Hendry, 1995, comparativement à un déplacement opéré de façon progressive de 1978 à 1986, comme dans l'équation présentée à la Figure 1). Les estimations publiées par Hendry en 1995 indiquent que la première vague d'innovations a entraîné un déplacement d'environ 10 à 15 % de M1 vers le bas, tandis que l'estimation de l'équation simple présentée au bas de la Figure 1 donne une valeur de 45 %.

11. Pendant un court laps de temps, M1A a semblé offrir une solution de rechange prometteuse parce qu'il présentait une relation plus étroite avec la production et les prix que ne le faisait M1. Au bout du compte, le déplacement de M1A s'est cependant révélé beaucoup plus important que celui de M1.

Figure 8
M1 et M1A



1.2 La deuxième vague d'innovations financières, amorcée en 1993

Du milieu à la fin des années 1980, le rythme des innovations touchant les encaisses de transaction avait ralenti. En dépit des effets de la première vague d'innovations sur la demande de M1, les recherches menées à la Banque du Canada montraient que cet agrégat était redevenu un bon indicateur de la production et de l'inflation, peut-être parce qu'il reflétait de nouveau un profil d'évolution stable des encaisses de transaction[12]. En 1995, Hendry est parvenu à trouver une fonction de demande à long terme stable et unique pour M1 sur l'ensemble de la période allant de 1956 à 1993. Toutefois, pour obtenir cette relation stable, il avait dû recourir à une variable muette destinée à tenir compte des innovations financières survenues entre 1978 et 1981. Son étude a finalement servi de point de départ à l'élaboration d'un modèle interne devant permettre de prévoir convenablement l'inflation à un horizon pouvant aller jusqu'à huit trimestres[13].

Cependant, peu de temps après l'élaboration du nouveau modèle, les paramètres de ce dernier ont perdu leur stabilité. Sous l'effet conjugué d'un certain nombre de facteurs économiques et de la déréglementation

12. Voir Poloz et coll. (1990).

13. Pour des précisions sur la façon dont ce modèle sert à la formulation de conseils sur la politique monétaire, voir Adam et Hendry (2000) et Engert, Fung, Nott et Selody (1999).

financière, une seconde vague d'innovations financières est venue modifier la demande de M1. Durant cette deuxième période d'innovation, les déposants réagissaient à l'ajout d'un vaste éventail de nouvelles caractéristiques aux types traditionnels de compte de dépôt ainsi qu'à un accès plus facile aux divers types de placement. Néanmoins, les deux vagues d'innovations se caractérisent par des modifications dans la manière dont les déposants utilisent leurs comptes. Les incidences que la plus récente des deux vagues a eues sur les secteurs des ménages et des entreprises sont examinées ci-après.

1.2.1 Le secteur des ménages

Une des causes de la grande vogue des CCIQ à taux d'intérêt progressif réside dans les taux de rendement très compétitifs qu'ils offraient comme instruments d'épargne. Toutefois, après 1990, les taux d'intérêt se sont inscrits en baisse. Le rendement offert sur les soldes que les particuliers détenaient dans des comptes à préavis avec tirage de chèques est tombé à environ 0,5 %, un taux positif mais à peine plus élevé que dans le cas des comptes à vue non productifs d'intérêts. À la recherche d'un rendement plus élevé, les ménages ont commencé à transférer leurs avoirs de leurs comptes de dépôt vers des fonds d'obligations, d'actions et de créances hypothécaires[14]. Certes, les fonds communs de placement existaient avant 1990, mais le bas niveau des taux d'intérêt a stimulé la demande de ces instruments durant les années 1990, et les banques ont facilité le déplacement de l'épargne vers ces fonds en les offrant à leurs guichets. Des capitaux épargnés ont ainsi été transférés des comptes de dépôt à terme et à préavis dans des fonds communs de placement. Il semble que les encaisses de transaction tenues dans des comptes à préavis avec tirage de chèques (non compris dans M1) aient été relativement peu touchées par ce mouvement, ce qui incite à croire qu'un nombre grandissant de ménages utilisaient ces comptes essentiellement pour régler leurs transactions. Comme pour compliquer davantage les choses, les comptes à vue des particuliers, dans lesquels les ménages puisaient traditionnellement les sommes destinées à l'achat de biens et services, se sont alors mis à présenter un lien plus étroit avec les décisions en matière d'épargne. En 1987, les modifications apportées aux lois fédérales et provinciales ont permis aux banques à charte d'entrer, par l'entremise de filiales, dans l'industrie des

---

14. Parmi les autres facteurs susceptibles d'expliquer la popularité des fonds communs de placement, on peut citer leur plus grande accessibilité, du fait surtout de la participation croissante des banques à charte à ce marché et de la sophistication accrue des ménages investisseurs. Pour de plus amples renseignements à ce sujet, voir Engert, Fung, Nott et Selody (1999).

valeurs mobilières. En 1988, les six grandes banques avaient ou bien créé ou bien acquis des filiales spécialisées dans le courtage en valeurs mobilières. Au bilan de ces établissements, on trouve des comptes au comptant ou des comptes sur marge où sont maintenus des fonds inactifs, connus sous le nom de soldes disponibles, devant servir à l'achat d'actifs financiers. Durant la dernière partie des années 1980, la Banque du Canada a décidé de consolider les bilans des banques et de leurs filiales. Par conséquent, les dépôts à vue découlant de l'inclusion des soldes créditeurs des clients des maisons de courtage, qui sont disponibles sur simple demande, ont été ajoutés aux données relatives aux dépôts à vue des particuliers et intégrés ainsi à M1[15]. Cette opération reposait sur l'idée que les comptes créditeurs tenus chez un courtier en valeurs mobilières et les comptes tenus dans une banque présentent virtuellement les mêmes caractéristiques. Il existe toutefois une différence dans l'utilisation prévue des fonds.

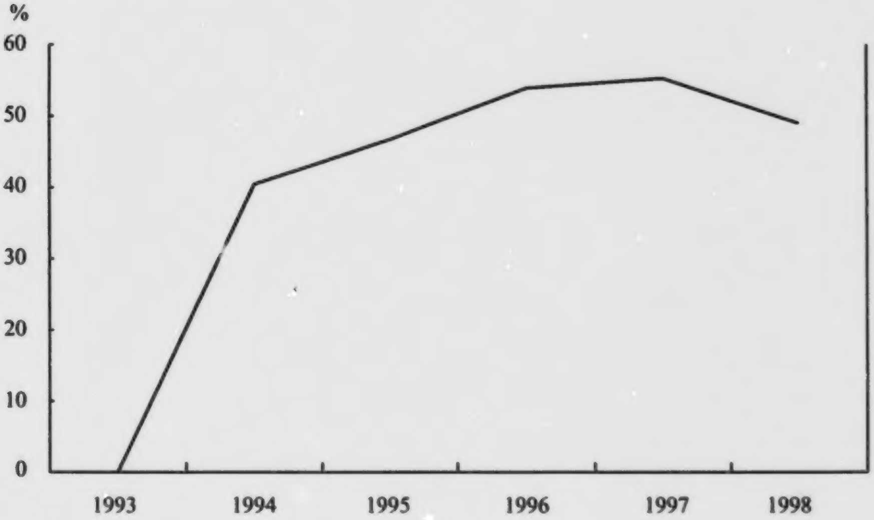
La Figure 9 illustre l'évolution du ratio des soldes disponibles à l'ensemble des dépôts à vue des particuliers. En très peu de temps, les soldes disponibles se sont accrus au point de représenter environ la moitié des dépôts à vue des particuliers. De 1993 à 1998, ils ont augmenté de quelque 6 milliards de dollars, ce qui équivaut à une hausse de 89 % des dépôts à vue des particuliers[16]. La croissance rapide des dépôts à vue des particuliers pendant cette deuxième vague d'innovations est illustrée à la Figure 3. À l'heure actuelle, une large proportion des fluctuations mensuelles de ces dépôts sont dues à des modifications du niveau des soldes disponibles.

Bien que ces deux types de compte soient destinés au règlement de transactions, les dépôts à vue dans les banques à charte servent principalement à acheter des biens et services, tandis que les soldes disponibles servent à acquérir des actifs financiers. L'augmentation rapide enregistrée par ces derniers durant les années 1990 reflète l'énorme popularité des fonds communs de placement. Ces deux types de compte représentent de la monnaie de transaction. Toutefois, les soldes disponibles — des fonds gardés fort probablement en vue de l'achat d'actifs financiers tels que des parts de fonds communs de placement — représentent en fin de compte une portion de l'épargne des ménages, et leurs fluctuations traduisent des variations des projets de dépenses futurs et non pas actuels. Les soldes disponibles ne constituent que 8 % de M1, mais ils forment une composante très volatile servant principalement à la gestion de l'épargne

15. Environ 90 % des sommes détenues dans des comptes de placement « au détail » appartiennent à des particuliers. Les soldes disponibles des entreprises sont compris dans les dépôts à vue autres que ceux des particuliers.

16. Les soldes disponibles ne représentent que 2,5 % des avoirs actuels des fonds communs de placement (300 milliards de dollars).

Figure 9
Soldes disponibles en pourcentage de l'ensemble des dépôts à vue des particuliers (série annuelle)



plutôt qu'à l'achat de biens et services[17]. La diversité des motifs de détention de la monnaie peut nécessiter le recours à un ensemble plus large de variables (en plus du PIB, de l'IPC et de R90) pour expliquer le profil d'évolution de ces deux types d'encaisse.

En dépit des changements importants qui ont influencé les comptes de dépôt tenus par les ménages, la plus grande partie de l'instabilité affichée par la demande de M1 durant les années 1990 semble associée plus étroitement à l'évolution des comptes d'entreprise, qui fait l'objet de la prochaine section[18].

1.2.2 Le secteur des entreprises

Au début des années 1990, la concurrence est devenue très vive sur le marché des fonds appartenant aux petites entreprises, et certaines banques ont commencé à verser un intérêt sur les comptes d'entreprise. L'intensification de la concurrence tenait notamment à la volonté des

17. La troisième section traite plus en profondeur de l'importance de la distinction entre la monnaie affectée à l'acquisition d'actifs financiers et la monnaie consacrée à l'achat de biens et services.

18. Il importe toutefois de comprendre l'évolution des habitudes des ménages pour veiller à ce que les mesures empiriques se conforment au concept théorique de la monnaie de transaction.

banques de se rapprocher des petites entreprises. En 1994-1995, elles ont par conséquent élaboré des stratégies de marketing axées à la fois sur l'actif et le passif de ces entreprises. L'approche adoptée variait légèrement d'une banque à l'autre. Tandis que certaines d'entre elles réduisaient les frais afférents aux comptes non productifs d'intérêts, d'autres commençaient à rémunérer les comptes de dépôt à vue ou à préavis. Les banques qui versaient déjà un intérêt sur les comptes tenus ont mis en place une attrayante structure de taux progressifs, où la rémunération de la tranche supérieure rivalisait avec celle de la plupart des instruments de gestion de l'encaisse à court terme. En ce qui concerne l'ensemble du marché des dépôts, le point à retenir est que ces innovations encourageaient les petites entreprises à détenir leurs encaisses excédentaires dans des comptes de dépôt. En d'autres termes, ces nouvelles caractéristiques ont incité certaines entreprises à placer une plus large proportion de leurs liquidités dans des comptes à vue et à commencer à utiliser ces comptes tant pour y placer leur épargne temporaire que pour régler leurs transactions.

Un autre facteur qui a influencé le secteur des entreprises a été l'élimination, dans la première moitié des années 1990, des coefficients différents de réserves obligatoires sur les dépôts à vue et les dépôts à préavis; les banques n'étaient plus incitées, dès lors, à faire la distinction entre les deux catégories de dépôts[19]. Étant donné que ces comptes sont devenus à peu près interchangeables, mise à part une obligation de préavis de retrait sans conséquence pratique, les distinctions que font les banques entre les comptes de dépôt qu'elles offrent sont de plus en plus arbitraires. Certaines banques ont choisi de classer les nouveaux comptes d'entreprise parmi les comptes courants et ont mis en œuvre une stratégie commerciale qui vise à amener les titulaires de comptes à préavis à les transformer en comptes courants en offrant une structure de frais ou de taux d'intérêt plus intéressante sur ces dépôts à vue. Il en est résulté un recul des comptes à préavis au profit des comptes courants, ce qui a gonflé temporairement la croissance de M1. La Figure 6 illustre la forte augmentation qu'ont connue les comptes courants depuis 1993. Nous estimons qu'un montant de 17,4 milliards de dollars environ a été transféré dans des comptes courants entre 1993 et 1998; cette somme correspond à une augmentation d'environ 80 % des encaisses détenues dans les comptes courants et de 31 % de M1. Sur l'ensemble de cette période, l'utilisation des comptes de dépôt à préavis avec tirage de chèques autres que ceux des particuliers s'est également accrue plus que prévu (7,3 milliards de dollars ou 29 %), tandis que

19. L'abolition graduelle des exigences en matière de réserves s'est amorcée en juin 1992 pour se terminer en juin 1994. Auparavant, les institutions devaient conserver des réserves de 10 % à l'égard des dépôts à vue et de 3 % à l'égard des dépôts à préavis. Ces obligations s'appliquaient aux banques à charte, mais non aux autres institutions de dépôt.

diminuait celle des comptes sans tirage de chèques autres que ceux des particuliers (– 1,4 milliard de dollars ou – 29 %).

Toutefois, les types de dépôt tenus par des clients autres que les particuliers — dépôts à vue et dépôts à préavis transférables par chèque — étant tous deux destinés au règlement des transactions, la distinction opérée entre les deux n'a plus guère de sens. Que le compte de fonctionnement d'une entreprise soit classé comme compte à vue ou à préavis, tous les titulaires doivent donner un avis de 24 heures avant d'effectuer un gros retrait[20]. Pour toutes ces raisons, si nous omettons les comptes à préavis avec tirage de chèques dans notre mesure de la monnaie au sens étroit, nous n'appréhendons pas de façon adéquate les encaisses de transaction du secteur des entreprises[21].

1.2.3 Recherche d'une meilleure mesure des encaisses de transaction

Nos estimations indiquent que les effets combinés des innovations financières au cours de la deuxième vague ont donné lieu à un relèvement de 45 % de M1 en termes réels[22]. Afin de tenir compte de ce phénomène, la Banque du Canada a commencé à publier deux autres agrégats monétaires au sens étroit : M1+, qui est donné par la somme de M1 et des dépôts à préavis transférables par chèque, et M1++, qui regroupe M1 et l'ensemble des dépôts à préavis[23]. Bien que les déplacements de fonds entre les dépôts à vue et les dépôts à préavis s'opèrent ainsi à l'intérieur même de ces nouveaux agrégats, ceux-ci comprennent aussi des dépôts essentiellement détenus à des fins d'épargne. Les modifications de la demande de composantes de ces agrégats peuvent donc refléter des modifications tant du comportement de l'épargne que des transactions projetées. Par exemple, l'accélération de la croissance de M1+ traduit surtout des transferts nets de

---

20. Dans la plupart des institutions, on considère comme un gros retrait tout tirage de 10 millions de dollars ou plus.

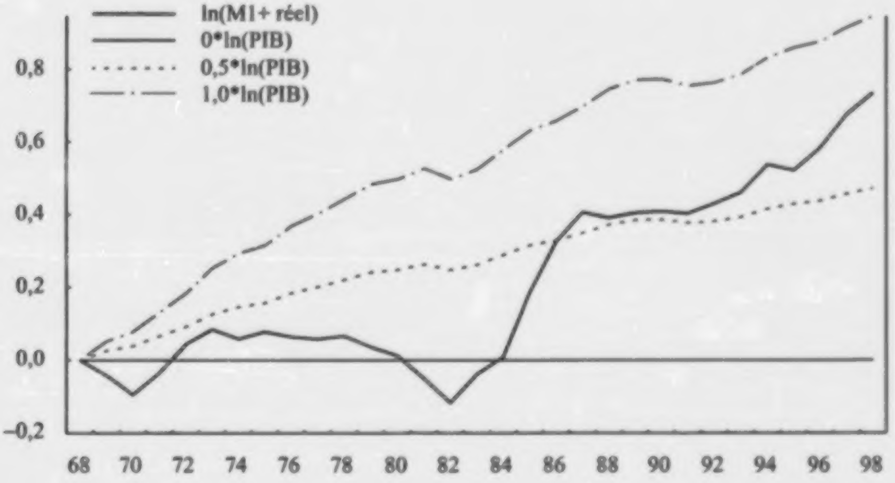
21. En outre, étant donné que ces dépôts sont principalement détenus à des fins d'exploitation courante, cette série est considérée, immédiatement après la monnaie hors banques, comme celle qui représente le mieux la fonction de moyen d'échange de la monnaie. C'est pour cette raison que certains préconisent l'utilisation d'un agrégat ne tenant compte que des entreprises pour représenter la monnaie de transaction.

22. En revanche, les simulations effectuées avec le modèle vectoriel à correction d'erreurs de Hendry donnent à penser que la hausse de M1 serait de l'ordre de 25 %. Voir Adam et Hendry (2000).

23. À la différence de M1, qui comprend des données provenant exclusivement des banques à charte canadiennes, M1+ et M1++ englobent des données émanant des caisses populaires et des credit unions ainsi que des sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire et reflètent donc tant les similarités que la substituabilité des comptes de dépôt tenus dans les banques à charte et les institutions parabancaires.

liquidités (environ 25 milliards de dollars) de la part des entreprises, qui se sont tournées davantage vers les comptes courants et les comptes à préavis avec tirage de chèques. Par contre, le ralentissement de la progression de M1++ est lié aux déplacements nets d'environ 30 milliards de dollars qui se sont produits des comptes de dépôt des particuliers vers les fonds communs de placement et qui ont amplement contrebalancé les transferts de liquidités des entreprises dans des comptes à vue et à préavis. La relation entre le niveau de ces autres agrégats et celui de la production semble toujours faussée même si une partie des transferts de fonds examinés ci-dessus s'effectuent à l'intérieur des nouveaux agrégats (Figures 10[24] et 11)[25].

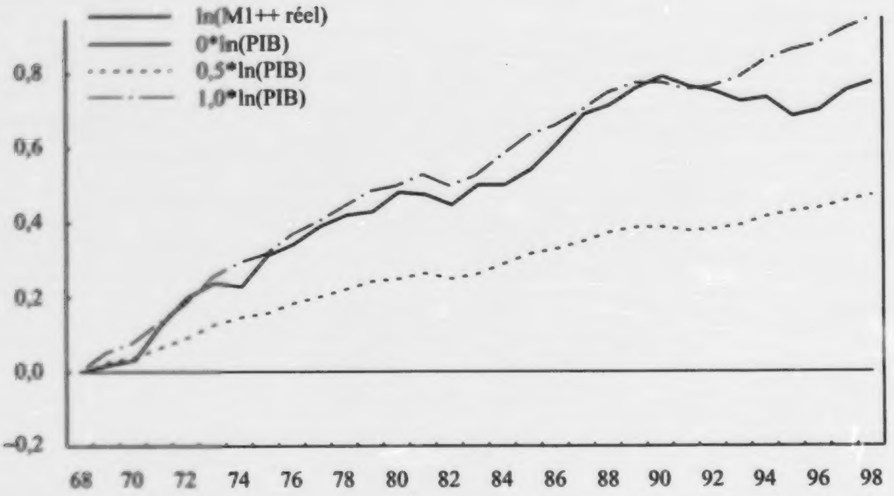
Figure 10 : M1+



24. À la Figure 10, la croissance très rapide de M1+ sur la période 1984-1986 tient aux transferts de fonds opérés des dépôts d'épargne et à terme fixe vers les CCIQ durant la première vague d'innovations.

25. Plus on inclut d'instruments financiers dans un agrégat, plus le comportement de cet agrégat est stable. Il n'y a là rien d'étonnant puisque les agrégats plus larges reflètent plus fidèlement le comportement de l'épargne. Pour de plus amples renseignements sur la relation entre les agrégats au sens large et l'inflation, voir McPhail (2000).

Figure 11 : M1++



2 Implications de l'innovation financière sur le plan empirique

Bien qu'il importe de savoir comment les innovations financières influencent la nature des divers types de dépôt offerts au public, les décideurs doivent, en définitive, comprendre l'incidence de ces innovations sur les mesures globales de la monnaie et les modèles empiriques qui y sont associés. La présente section explique comment les innovations financières décrites précédemment ont influé sur la relation entre la monnaie au sens étroit, la production et les prix.

2.1 Données et méthodologie

S'il est bien connu que la corrélation entre la croissance de la monnaie et l'inflation est relativement forte sur longue période, il est possible d'observer sur une période beaucoup plus courte une relation entre la croissance de la monnaie et celle de la production. Des recherches menées à la Banque (Muller, 1992; Armour, Engert et Fung, 1996; Fung et Kasumovich, 1998) ont montré que l'incidence d'un choc de politique monétaire sur les prix atteint son paroxysme après deux ou trois ans, alors que celle d'un choc de production se fait sentir plus rapidement et peut atteindre son maximum après seulement deux ou trois trimestres. Pour les fins de notre analyse, nous estimerons donc les coefficients de corrélation entre la monnaie et les prix à l'aide de données annuelles et les coefficients

de corrélation entre la monnaie et la production au moyen de données trimestrielles.

Le Tableau 1 dresse la liste des agrégats monétaires retenus pour le calcul des coefficients de corrélation. Comme la monnaie hors banques est presque toujours détenue en vue du règlement de transactions, elle servira à tester empiriquement la théorie économique. Nous utilisons les agrégats M1, M1+, M1++ et M2++ pour déterminer comment les vagues d'innovations financières ont influencé les agrégats pour lesquels la Banque publie des données. Les agrégats de transaction AT1 à AT4 ont été construits pour tenir compte de quelques-unes des combinaisons possibles d'instruments financiers susceptibles de mieux représenter la monnaie de transaction. Il est possible que AT1 et AT2 la représentent mieux que AT3 et AT4, car les dépôts des entreprises servent principalement à régler les dépenses courantes, tandis que la monnaie détenue dans les comptes de dépôt des particuliers peut être utilisée aussi bien à des fins d'épargne qu'en vue du règlement de transactions. Enfin, pour illustrer le comportement différent des agrégats de transaction et des agrégats d'épargne ainsi que le comportement différent des agrégats regroupant les dépôts des particuliers et des agrégats englobant les dépôts des entreprises, nous examinons d'autres agrégats encore (dépôts des particuliers compris dans M1++, dépôts des entreprises inclus dans M1++ et épargne des particuliers).

2.2 La corrélation entre la monnaie et les prix

Le Tableau 2 présente les coefficients de corrélation entre le taux de croissance des douze agrégats monétaires retenus et le taux d'augmentation de l'IPC sur la période 1969-1998. Nous avons calculé les coefficients de corrélation entre les agrégats monétaires choisis et diverses valeurs avancées et retardées de l'inflation. En procédant de cette façon, il est possible de déterminer si la monnaie est un indicateur avancé ou retardé de l'inflation. La série chronologique illustrée à la Figure 12 montre l'écart du taux d'inflation et du rythme d'expansion monétaire par rapport à leur valeur moyenne sur la période 1969-1998.

Comme on peut le voir au Tableau 2, les agrégats qui sont nettement influencés par les deux vagues d'innovations financières présentent une faible corrélation avec l'inflation. C'est le cas de M1, de M1+ et des agrégats de transaction (AT1 à AT4). Toutefois, la monnaie hors banques et les agrégats qui englobent les déplacements de fonds entre dépôts à vue et dépôts à préavis (M1++, l'épargne des particuliers et M2++) sont fortement corrélés avec l'inflation. Ces observations appuient l'idée que la monnaie est un indicateur avancé de l'inflation, même si les agrégats concernés comprennent la monnaie détenue à d'autres fins que le règlement de

Tableau 1
Concepts et définitions

Agrégats monétaires et leurs principales composantes

Monnaie hors banques (MHB)
Compte de chèques personnels (y compris les soldes disponibles)
Comptes courants
M1 brut
Dépôts à préavis transférables par chèque (tant ceux des particuliers que les autres)
M1+
Dépôts à préavis non transférables par chèque (tant ceux des particuliers que les autres)
M1++
Dépôts à terme fixe des particuliers, oblig. d'épargne du Canada, fonds communs de placement
M2++

Ventilation des soldes entre le secteur des particuliers et celui des entreprises

M1++ (particuliers) = comptes de chèques personnels + dépôts à préavis des particuliers
M1++ (entreprises) = MHB + comptes courants + dépôts à préavis autres que ceux des particuliers
(Nous faisons ici l'hypothèse que la monnaie hors banques est intégralement détenue par le secteur des entreprises; en réalité, ce secteur détient 80 % de la monnaie hors banques.)

Épargne des particuliers

Comptes d'épargne des particuliers = soldes disponibles, dépôts à préavis non transférables par chèque des particuliers et (M2++ – M1++)

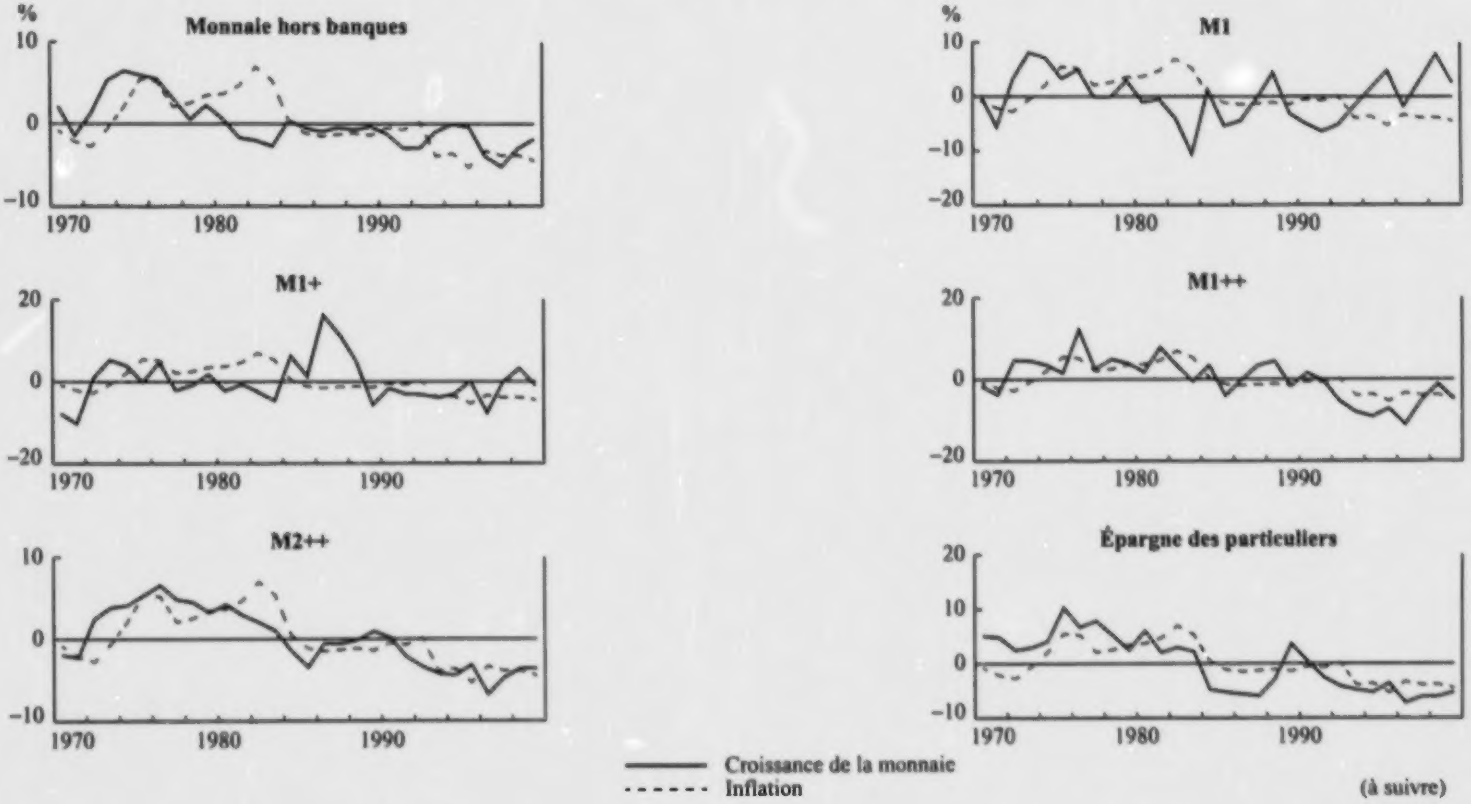
Autres mesures des transactions

AT1 = monnaie hors banques + comptes courants
AT2 = AT1 + dépôts à préavis transférables par chèque autres que ceux des particuliers
AT3 = AT2 + comptes de chèques personnels (moins soldes disponibles)
AT4 = AT3 + dépôts à préavis transférables par chèque des particuliers

Tableau 2
Coefficients de corrélation entre la croissance de la monnaie et l'inflation, 1969-1998 (fréquence annuelle)

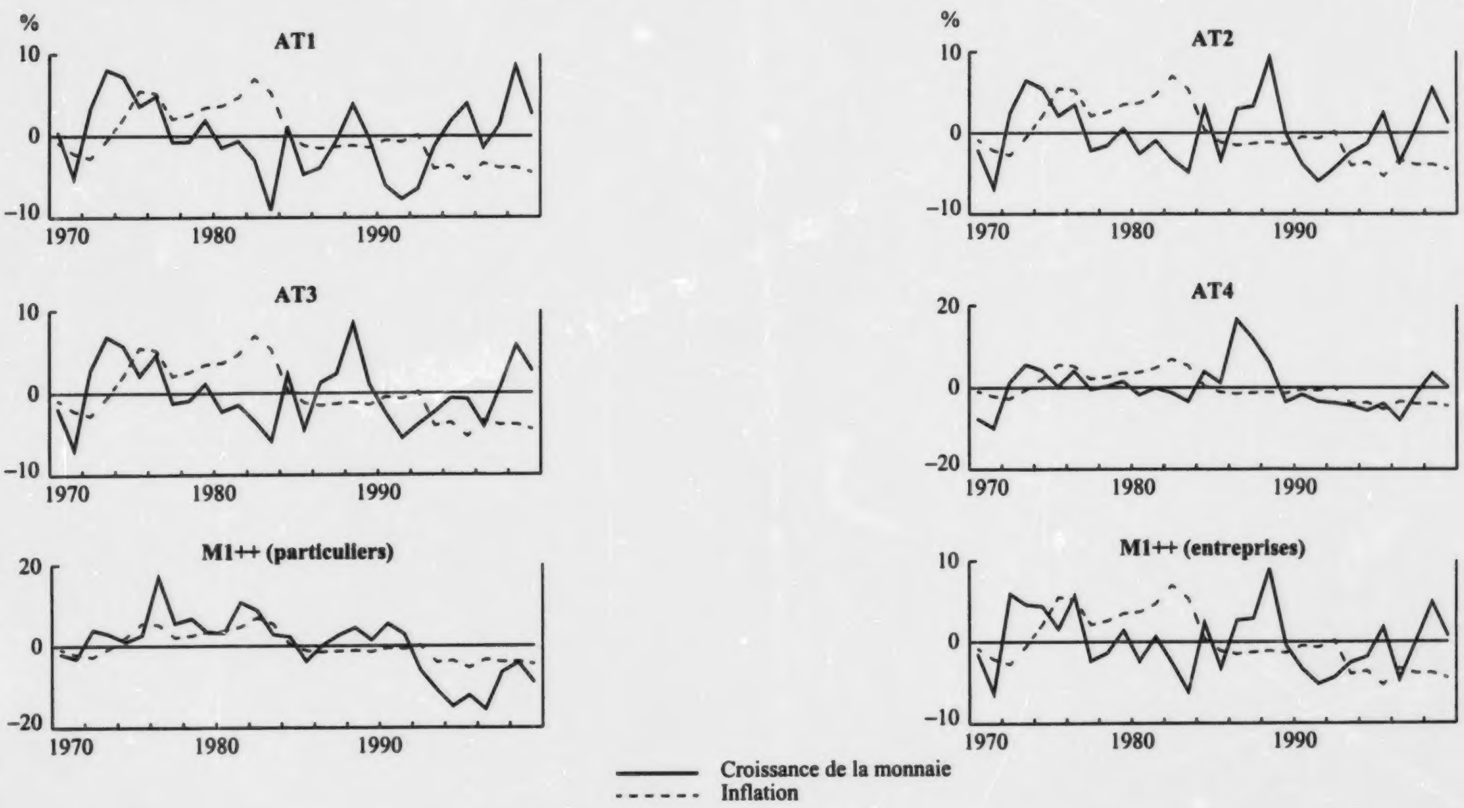
Taux de croissance de la monnaie (*t*)	Taux d'augmentation de l'IPC						
	t–3	*t*–2	*t*–1	*t*	*t*+1	*t*+2	*t*+3
Monnaie hors banques	0,09	0,19	0,30	0,41	0,56	0,66	0,67
M1	–0,42	–0,36	–0,29	–0,16	0,12	0,40	0,48
M1+	0,24	0,05	0,00	0,01	0,10	0,18	0,17
M1++	0,30	0,43	0,59	0,67	0,73	0,74	0,65
M2++	0,29	0,44	0,63	0,77	0,86	0,88	0,80
M1++ (particuliers)	0,35	0,51	0,70	0,76	0,74	0,66	0,56
M1++ (entreprises)	–0,21	–0,21	–0,14	–0,08	0,13	0,34	0,40
Épargne des particuliers	0,60	0,35	0,58	0,71	0,76	0,76	0,73
AT1	–0,41	–0,34	–0,28	–0,15	0,11	0,40	0,48
AT2	–0,24	–0,26	–0,20	–0,12	–0,07	0,28	0,32
AT3	–0,33	–0,27	–0,20	–0,09	0,12	0,37	0,41
AT4	0,25	0,09	0,08	0,10	0,20	0,28	0,25

Figure 12
Croissance de la monnaie et inflation (écart par rapport au taux moyen d'augmentation, données annuelles)



(à suivre)

Figure 12 (suite)
Croissance de la monnaie et inflation (écart par rapport au taux moyen d'augmentation, données annuelles)



transactions. Les résultats obtenus (en particulier dans le cas de la monnaie hors banques) nous portent à croire qu'une mesure de la monnaie de transaction corrigée de façon à tenir compte des transferts de fonds attribuables à l'innovation financière aurait très bien pu servir à prédire l'inflation durant la totalité de la période d'estimation.

Comme il a été mentionné à la première section, les agrégats tels que M1 et M1+ ont subi des fluctuations spectaculaires durant la période 1969-1998. La relation de long terme entre la monnaie et l'inflation s'est ainsi trouvée obscurcie. Cela semble particulièrement vrai de la relation entre M1 et l'inflation durant les années 1990 (voir Figure 12). Pendant que le taux d'inflation tombait de 5 à 1,5 %, M1 s'accroissait à des taux de 15 % à 20 %. En brouillant la relation entre la monnaie et les prix, les innovations financières ont compliqué l'interprétation de l'information que véhicule M1 au sujet de l'inflation. Cette simple analyse des corrélations indique que, durant une vague d'innovations financières, les agrégats qui sont assez larges pour englober les déplacements de fonds imputables aux innovations, comme M1++ et M2++, peuvent être des indicateurs avancés plus utiles de l'évolution des prix.

2.3 La corrélation entre la monnaie et la production

Les Tableaux 3 et 4 présentent les coefficients de corrélation observés entre différents agrégats monétaires en termes réels et la production réelle sur la période 1969-1998, ainsi que sur la période 1990-1998. Les séries chronologiques reproduites à la Figure 13 illustrent l'écart de la croissance effective du PIB réel et de la monnaie en termes réels par rapport à la croissance moyenne enregistrée au cours de la période 1990-1998.

Comme on peut le voir aux Tableaux 3 et 4, tous les agrégats au sens étroit, y compris ceux qui ont été considérablement touchés par les innovations financières, présentent une forte corrélation avec la production. Cette observation s'applique également aux années 1990. Nos résultats donnent à penser que les innovations financières qui ont influencé le taux de croissance tendanciel de nombreux agrégats au sens étroit n'ont pas modifié sensiblement le profil des écarts de la croissance à court terme par rapport à la moyenne. Les agrégats au sens étroit sont donc restés de bons indicateurs avancés des variations cycliques de la production. Un tel résultat est assurément possible : on peut en effet imaginer le cas où une série de chocs influence nettement le profil tendanciel d'une série chronologique tout en laissant largement intact son profil saisonnier.

Ces coefficients de corrélation sont calculés *ex post*. Malheureusement, les décideurs disposent rarement de l'information nécessaire pour cerner et évaluer sur-le-champ l'incidence d'une innovation

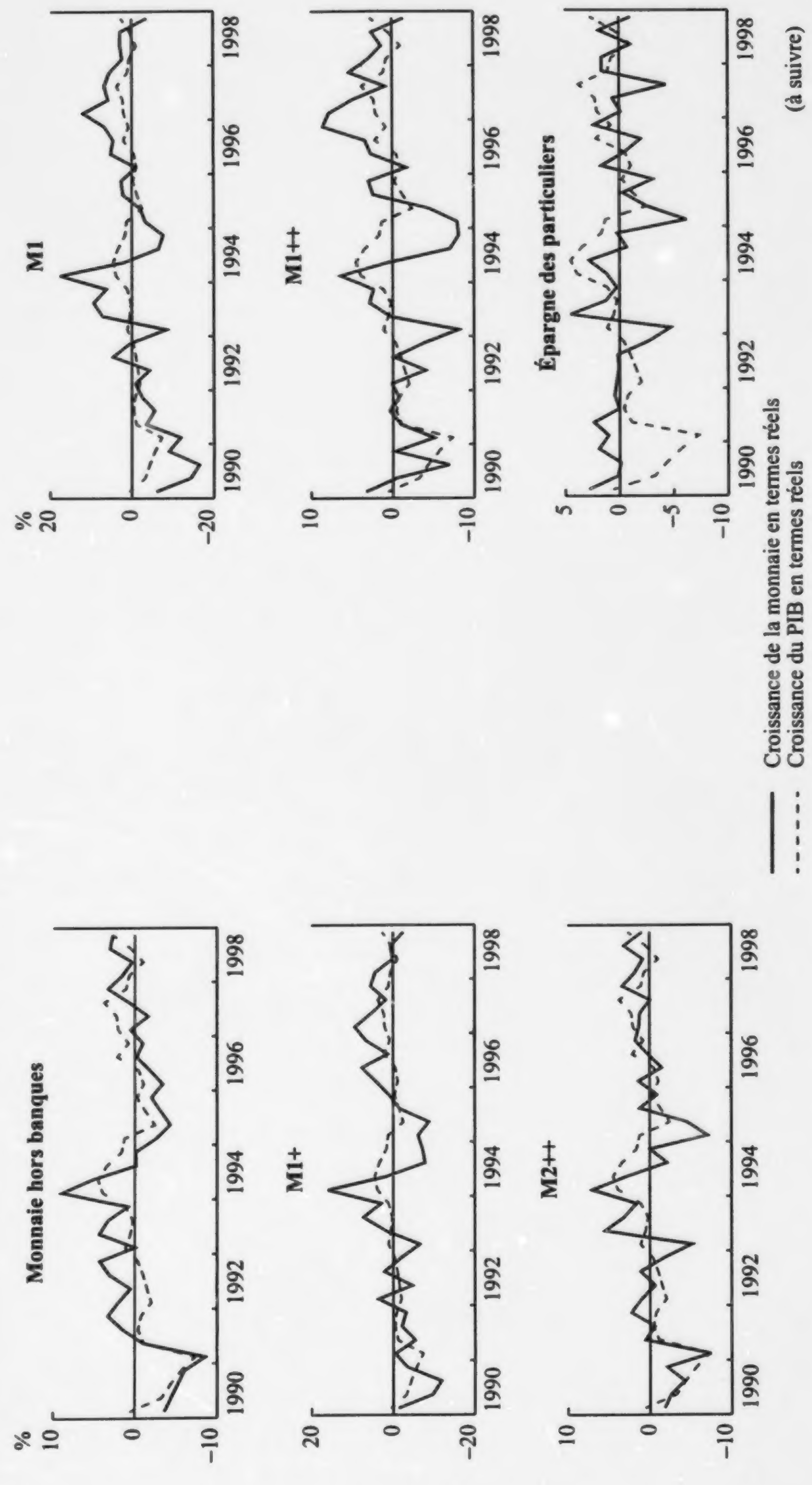
Tableau 3
Coefficients de corrélation entre la croissance de la monnaie en termes réels et la croissance du PIB réel (données trimestrielles allant de 1969T1 à 1998T4)

Taux de croissance de la masse monétaire (*t*)	Taux de croissance du PIB réel								
	t–4	*t*–3	*t*–2	*t*–1	*t*	*t*+1	*t*+2	*t*+3	*t*+4
Monnaie hors banques	0,03	0,14	0,29	0,43	0,55	0,63	0,63	0,58	0,50
M1	–0,09	–0,02	0,10	0,27	0,44	0,57	0,61	0,54	0,43
M1+	–0,01	0,01	0,08	0,20	0,35	0,47	0,50	0,44	0,33
M1++	0,12	0,06	0,09	0,20	0,35	0,50	0,54	0,50	0,38
M2++	0,26	0,34	0,44	0,51	0,58	0,62	0,59	0,51	0,42
Dépôts des particuliers	0,18	0,11	0,09	0,11	0,18	0,24	0,25	0,21	0,12
Dépôts des entreprises	–0,11	–0,05	0,08	0,26	0,46	0,59	0,61	0,54	0,42
Épargne des particuliers	0,38	0,49	0,56	0,56	0,52	0,45	0,37	0,30	0,24
AT1	–0,09	0,00	0,14	0,31	0,47	0,59	0,61	0,54	0,44
AT2	–0,09	–0,04	0,07	0,23	0,41	0,56	0,61	0,55	0,44
AT3	–0,08	–0,04	0,07	0,22	0,40	0,56	0,61	0,55	0,44
AT4	0,05	0,08	0,14	0,24	0,37	0,47	0,49	0,43	0,32

Tableau 4
Coefficients de corrélation entre la croissance de la monnaie en termes réels et la croissance du PIB réel (données trimestrielles allant de 1990T1 à 1998T4)

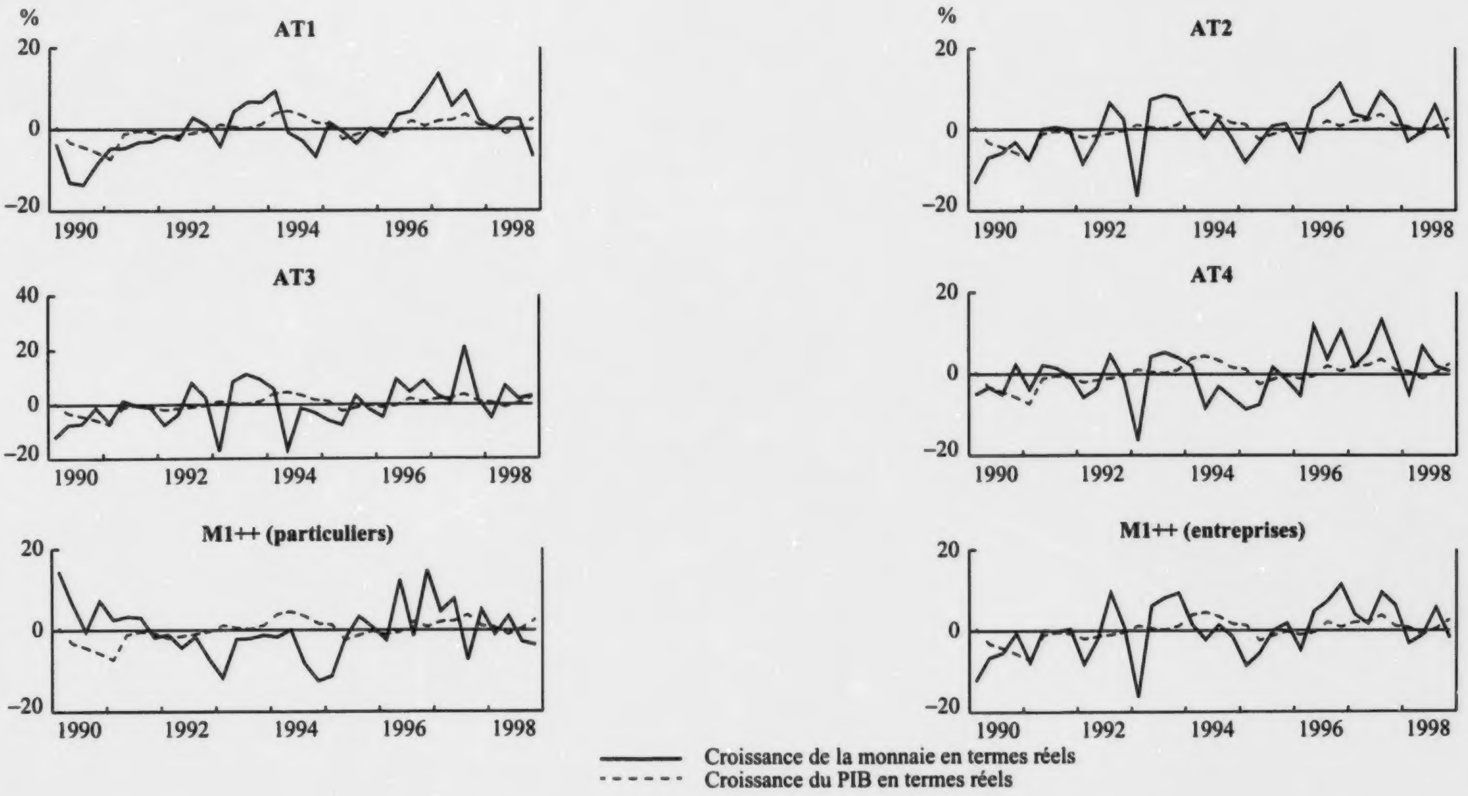
Taux de croissance de la masse monétaire (*t*)	Taux de croissance du PIB réel								
	t–4	*t*–3	*t*–2	*t*–1	*t*	*t*+1	*t*+2	*t*+3	*t*+4
Monnaie hors banques	0,17	0,06	0,30	0,51	0,65	0,69	0,64	0,53	0,38
M1	0,21	0,34	0,48	0,63	0,78	0,87	0,91	0,84	0,65
M1+	–0,01	0,07	0,21	0,39	0,58	0,75	0,84	0,79	0,58
M1++	0,00	0,03	0,11	0,23	0,39	0,53	0,62	0,58	0,41
M2++	–0,08	0,08	0,28	0,48	0,66	0,78	0,80	0,70	0,49
Dépôts des particuliers	–0,13	–0,20	–0,19	–0,10	0,04	0,19	0,29	0,28	0,16
Dépôts des entreprises	–0,09	0,25	0,43	0,61	0,77	0,87	0,89	0,77	0,55
Épargne des particuliers	–0,10	0,06	0,26	0,48	0,65	0,75	0,72	0,57	0,33
AT1	0,19	0,36	0,54	0,71	0,84	0,90	0,90	0,79	0,59
AT2	0,14	0,29	0,47	0,65	0,80	0,89	0,90	0,78	0,55
AT3	0,09	0,20	0,34	0,48	0,62	0,74	0,81	0,78	0,65
AT4	0,00	0,08	0,21	0,35	0,51	0,62	0,68	0,63	0,46

Figure 13
Croissance de la monnaie et de la production en termes réels (écart par rapport à la croissance moyenne, données trimestrielles)



(à suivre)

Figure 13 (suite)
Croissance de la monnaie et de la production en termes réels (écart par rapport à la croissance moyenne, données trimestrielles)



financière sur la tendance future d'un agrégat monétaire. Par conséquent, même s'il semble exister une forte corrélation entre des agrégats au sens étroit et la production, il faut user d'une bonne dose de jugement dans l'utilisation de ces agrégats comme indicateurs avancés de la production. Cette conclusion est appuyée par des études qui ont été menées récemment à la Banque du Canada sur des modèles indicateurs relatifs à la production faisant appel à des agrégats monétaires au sens étroit.

3 Quelles conclusions tirer de tous ces résultats?

Au moment de la première vague d'innovations financières, la Banque visait explicitement M1. Pour parvenir à déterminer la réaction appropriée des taux d'intérêt quand M1 s'écarte de la fourchette cible, la Banque doit se fonder sur une relation étroite et stable entre M1, la production et les prix[26]. Après avoir abandonné sa cible monétaire, elle a cherché un nouvel agrégat monétaire qui affichait une relation stable avec la dépense globale et les taux d'intérêt. M1A, le premier vers lequel elle s'est tournée, était prometteur, mais peu de temps après sa construction, il s'est trouvé lui aussi influencé par de nouvelles innovations financières.

La Banque a donc continué à chercher un agrégat susceptible de guider la conduite de la politique monétaire. Ces démarches ont abouti à la publication d'une étude dans le cadre de laquelle les propriétés de 46 agrégats monétaires différents ont été testées empiriquement et minutieusement comparées[27]. Cet examen très approfondi du sujet n'a pas permis de trouver de meilleur agrégat que M1 comme indicateur avancé de la production ni de meilleur agrégat que M2 et M2+ comme indicateur avancé de l'inflation. Cependant, la Banque a conclu également que les instabilités, attribuables principalement à l'innovation financière, empêchaient de fonder la prise de décisions en matière de politique monétaire sur des cibles définies à l'aide de tels agrégats.

L'approche qui consiste à bâtir, à redéfinir et à tester empiriquement divers agrégats monétaires face aux innovations financières répétées s'est soldée la plupart du temps par un échec. La politique monétaire doit s'appuyer sur une fonction de demande de monnaie stable; malheureusement, il est peu probable, dans un monde caractérisé par l'innovation financière, qu'un seul agrégat qui assigne des poids fixes aux instruments financiers affiche une relation stable et immuable dans le temps

26. Comme le souligne Freedman (1983), la Banque avait plusieurs options au début de cette période : elle pouvait changer le point de départ de la fourchette cible, redéfinir l'agrégat monétaire visé ou simuler un agrégat artificiel.

27. Vingt-trois d'entre eux résultaient de la simple somme d'agrégats existants, et les vingt-trois autres étaient des indices du type Divisia. Voir Hostland, Poloz et Storer (1988).

avec les prix et les revenus. Par conséquent, lorsqu'un agrégat particulier présente une telle relation pendant un certain temps, on n'a aucune certitude sur la durée ni sur la signification économique de celle-ci. En outre, dans un monde idéal, les décideurs recherchent un agrégat qui repose sur de solides bases théoriques (c.-à-d. le concept de monnaie de transaction), qui affiche une relation stable avec la production et les prix et dont le comportement peut être expliqué dans le contexte d'un modèle économique rigoureux du mécanisme de transmission[28].

Malheureusement, les décideurs n'ont à l'heure actuelle guère d'autre choix que de poursuivre dans cette voie, en dépit des limites inhérentes à cette dernière. Par exemple, comme on l'a vu à la première section, la Banque a récemment commencé à publier des données sur deux autres agrégats, M1+ et M1++, censés englober les déplacements de fonds récents imputables à l'innovation financière. Toutefois, en mettant au point ces deux agrégats, la Banque ne s'engageait pas dans une nouvelle recherche économétrique visant à trouver un agrégat présentant une relation plus stable avec la production et les prix. Ces nouveaux agrégats représentent aujourd'hui plus fidèlement la monnaie de transaction que les autres agrégats (M1 par exemple), mais ce n'est probablement pas pour longtemps, car la stabilité de la relation a peu de chances de résister à une nouvelle vague d'innovations financières. M1+ et M1++ ne sont donc utiles que parce qu'ils fournissent des renseignements supplémentaires susceptibles de nous aider à mieux comprendre l'incidence des innovations récentes sur la demande de M1. De plus, en publiant les données relatives à ces nouveaux agrégats, la Banque permet au public de se faire une meilleure idée des problèmes auxquels se heurtent les autorités monétaires.

De toute évidence, le choix d'instruments financiers disponibles et demandés par les agents économiques aux fins du règlement des transactions évolue au fil du temps. L'éventail des instruments qui représente aujourd'hui le mieux la monnaie de transaction ne peut donc être celui d'hier, de même qu'il n'est pas celui de demain. Les progrès techniques réduisent les coûts d'exploitation, ce qui ouvre la voie à d'incessantes innovations financières et à l'évolution continuelle des instruments financiers utilisés en règlement des transactions[29].

---

28. Il faut également pouvoir influencer le profil d'évolution de l'agrégat au fil du temps en modifiant les taux d'intérêt à très court terme.

29. Voici quelques innovations qui pourraient avoir une incidence importante : la monnaie électronique, la banque virtuelle, l'accès d'un plus large éventail d'intermédiaires au système de paiement, la création de types de compte pouvant servir à des fins très variées (règlement de transactions, épargne, ligne de crédit, accumulation de milles aériens, etc.).

Du point de vue économétrique, la pratique consistant à ajouter une nouvelle composante à un agrégat afin de tenir compte d'une innovation financière récente présuppose, à tort, que l'agrégat ainsi créé sera compatible avec la manière dont les agents économiques choisissaient dans le passé leurs instruments de dépôt. Il n'est pas réaliste de penser que l'on puisse obtenir ainsi une équation de demande de monnaie robuste et stable. En outre, un agrégat bien défini à un moment particulier peut être rejeté empiriquement lors de l'analyse des séries chronologiques pertinentes. Un agrégat monétaire au sens étroit qui vise à appréhender la monnaie servant au règlement des transactions doit refléter l'évolution des choix que font les agents économiques parmi les instruments disponibles. Sinon, le cycle de redéfinition des agrégats monétaires après chaque vague d'innovations financières est appelé à se poursuivre. Dès lors, les problèmes d'instabilité au point de vue empirique et d'imprécision des données deviendront un sujet permanent de préoccupation.

Une solution possible serait d'élaborer un agrégat qui réagisse immédiatement à l'innovation financière. Une telle entreprise représente une véritable gageure sur le plan technique et un épineux problème d'identification. Elle devrait intéresser à la fois les décideurs, les banquiers et les chercheurs. Voici quelques-uns des problèmes auxquels il faudra s'atteler pour élaborer cet agrégat :

- Identifier et quantifier, dès qu'elles apparaissent, les innovations financières qui modifient les produits associés aux dépôts et les choix des agents économiques. Les travaux de Siklos[30] et l'étude de Feldstein et Stock (1992) sont des exemples de recherches orientées dans cette direction.
- Modifier le système de classification des dépôts adopté par la Banque du Canada, afin que les diverses catégories reflètent mieux la nature des produits financiers offerts par les banques pour le règlement des transactions. Par exemple, les banques à charte sont toujours tenues de classer les dépôts en comptes à vue ou en comptes à préavis. Or, l'abolition des réserves obligatoires ayant rendu cette distinction virtuellement inopérante, la classification d'un grand nombre de dépôts est devenue assez arbitraire. De nombreux comptes utilisés principalement pour le règlement de transactions sont classés parmi les comptes à préavis, même si les fonds sont disponibles sur simple demande.
- Identifier et isoler les encaisses détenues dans les institutions financières en vue de servir au règlement de transactions, même si les innovations

30. Voir Bordo, Jonung et Siklos (1993 et 1997), Siklos (1993) ainsi que Raj et Siklos (1988).

financières continuent à brouiller de plus en plus la distinction entre motif de transaction et motif d'épargne. Quelles sont les caractéristiques des encaisses destinées au règlement de transactions? Nous devons disposer de meilleures données sur le volume total des divers types de dépôt ainsi que sur le lien existant entre les fluctuations de ces soldes, les retraits de billets et l'utilisation de cartes de débit et de crédit. Les soldes disponibles servent-ils principalement à acheter et à vendre des actifs financiers plutôt que des biens et services? L'évolution du PIB peut-elle aider à expliquer celle du volume des transactions? Devrions-nous envisager d'autres mesures de volume et de prix[31]? Devrions-nous concentrer les efforts de modélisation sur la somme de ces deux types d'encaisse de transaction ou expliquer chacun d'eux séparément? Si la cible d'inflation de la Banque du Canada est définie par rapport à l'IPC, devrions-nous nous attacher davantage aux encaisses détenues en vue d'acheter ou de vendre des biens et services?

- Mettre au point une méthode qui respecte les conditions nécessaires de la théorie de l'agrégation et permette de tenir à jour une série continue, en dépit du fait que le panier des instruments financiers compris dans l'agrégat monétaire au sens étroit se modifie dans le temps. Par exemple, supposons que M1 soit l'agrégat qui représente le mieux la monnaie de transaction entre 1986 et 1994, mais qu'à partir de 1994, M1+ en donne une meilleure représentation. Il est très difficile de construire une mesure de la monnaie de transaction qui donnerait des résultats fiables pour les trente dernières années, car les avoirs compris dans M1 s'élèvent à environ 90 milliards de dollars, tandis que ceux qu'englobe M1++ dépassent 260 milliards[32].

Une telle approche pourrait s'avérer très fructueuse. Elle rendrait d'immenses services non seulement à la Banque mais aussi aux chercheurs, aux institutions financières et aux prévisionnistes. Voici quelques-uns des avantages qu'elle offrirait aux intéressés :

- **Banque du Canada** : Un agrégat monétaire au sens étroit qui appréhende adéquatement l'évolution de la spécification théorique de la monnaie de transaction au fil du temps fournirait des éléments d'information fort utiles sur l'activité économique du moment. Par voie de conséquence, un

31. Nous devons mieux comprendre la manière dont la demande d'encaisses de transaction liée à l'achat d'actifs financiers et le prix de ces actifs influencent le mécanisme de transmission. Cette compréhension nous aidera probablement dans la construction des agrégats monétaires et le choix de nouvelles variables explicatives.

32. Deux économistes de la Banque, Scott Hendry et Joseph Atta-Mensah, étudient actuellement différents moyens de construire des agrégats monétaires plus sensibles à l'innovation financière et d'estimer les poids, variables selon les périodes, à attribuer à leurs diverses composantes.

tel agrégat permettrait d'améliorer la formulation et la mise en œuvre de la politique monétaire.

- **Prévisionnistes** : Une meilleure mesure de la monnaie de transaction permettrait d'améliorer les prévisions relatives à des variables macroéconomiques comme la production et l'inflation. Les entreprises, les ménages et les administrations publiques utilisent ces prévisions dans la formation de leurs attentes. Par exemple, les prévisions de l'inflation influencent les négociations salariales, l'allocation des budgets et les prévisions de taux d'intérêt. Ainsi, la construction d'un agrégat monétaire stable aurait pour effet d'améliorer les attentes conditionnelles des agents économiques.
- **Chercheurs** : Les agrégats monétaires font partie de l'ensemble des facteurs macroéconomiques « fondamentaux » qui sont ensuite repris dans les études empiriques, et les modèles monétaires d'équilibre général sont étalonnés à l'aide de ces données. Un examen de la littérature indique que ces modèles reproduisent de façon très imparfaite les caractéristiques nominales de l'économie. Il est possible que la piètre qualité des données relatives à la monnaie soit pour quelque chose dans ces résultats; cet aspect important mérite l'attention des spécialistes de la macroéconomie.
- **Institutions financières** : Un grand nombre de banques se fondent sur les données ayant trait aux agrégats monétaires pour se faire une opinion non seulement de l'activité à l'échelle macroéconomique mais aussi de leur performance par rapport à celle de leurs concurrents. Si les données dont elles disposent sont imprécises, le calcul de leurs parts de marché et leurs décisions en matière de marketing s'en ressentiront.

La mise au point d'un agrégat monétaire fondé sur un panier d'instruments financiers dotés de poids variables dans le temps comportera de nombreux avantages, mais elle ne se fera pas du jour au lendemain. Dans l'intervalle, le défi auquel sont confrontés les décideurs consiste à utiliser au mieux l'information contenue dans l'éventail actuel des agrégats monétaires au sens étroit. Pour le moment, l'incidence immédiate d'une innovation financière sur la demande de composantes d'un agrégat particulier est très difficile à évaluer. C'est pourquoi la Banque a commencé à suivre de près un large éventail d'agrégats au sens étroit pour en tirer une information susceptible de l'aider à prévoir l'évolution de la production et des prix. Ce faisant, elle pourra peut-être cerner plus facilement les modifications que chaque vague d'innovations entraîne dans les profils d'utilisation des divers produits servant au règlement de transactions.

Il est possible que l'idéal poursuivi — la construction d'un agrégat de transaction capable de s'adapter immédiatement à l'innovation financière —

soit irréalisable. Dans ce cas, deux autres approches pourraient aider les décideurs à interpréter le comportement des agrégats au sens étroit en la présence d'innovations financières. Premièrement, en suivant de plus près les phénomènes d'ordre institutionnel qui se produisent dans le secteur bancaire, les décideurs pourraient évaluer plus rapidement les effets des innovations financières sur la demande de monnaie. Deuxièmement, il vaudrait la peine d'étudier pourquoi M1 présente une corrélation si étroite avec la production et les prix. Serait-ce parce que cet agrégat se compose principalement de dépôts d'entreprises? Si tel est le cas, il pourrait être utile d'élaborer un type d'agrégat tenant compte exclusivement des entreprises et d'en suivre de près l'évolution.

En cette ère d'innovation financière, il est peu probable qu'un seul agrégat, constitué d'un ensemble fixe d'instruments financiers, affiche une relation stable et immuable dans le temps avec les prix et les revenus, car le panier des instruments servant au règlement des transactions évolue au fil du temps. Aussi les agrégats étroits conçus pour représenter la monnaie de transaction doivent-ils être utilisés avec prudence.

Les conséquences de l'emploi d'un agrégat incorrectement défini justifieraient la mise en œuvre d'un programme ambitieux de recherche visant l'élaboration de mesures de la monnaie de transaction qui soient capables de réagir plus rapidement à l'innovation financière. Entre-temps, il importe que les économistes de la Banque suivent de près un large éventail d'agrégats monétaires; la Banque sera ainsi à même d'observer l'incidence des innovations financières futures sur l'ensemble du panier des instruments financiers servant au règlement de transactions.

Annexe
La mesure des déplacements de fonds ayant touché les agrégats monétaires au sens étroit

Nous décrivons ci-après la méthode utilisée pour mesurer les deux grands déplacements de fonds qui ont touché les agrégats monétaires au sens étroit et leurs composantes entre 1969 et 1998. Compte tenu du rôle joué par M1 sur l'ensemble de la période, nous accordons une attention particulière à cet agrégat.

Les données utilisées ici sont les mêmes que celles décrites au Tableau 1. Nous avons également choisi la fréquence annuelle et utilisé certaines des élasticités à long terme estimées par Hendry (1995). Pour quantifier l'importance des deux grands déplacements de fonds mentionnés précédemment, il nous a fallu tenir compte dans un premier temps de l'incidence des taux d'intérêt sur les encaisses monétaires. Nous avons donc essayé de trouver une année au début et à la fin de chaque déplacement durant laquelle le taux d'intérêt était plus ou moins au même niveau. Heureusement, nous sommes parvenus à trouver de telles dates à des moments très proches des dates estimatives du début et de la fin des vagues d'innovations financières. En 1978 et en 1986, le taux annuel moyen du papier commercial à 90 jours (R90) était de 9 %[1]. De même, en 1993 et en 1998, R90 s'établissait en moyenne à 5 %.

Pour chaque période d'innovations, nous définissons l'importance du déplacement de fonds comme la variation des encaisses réelles entre le début et la fin de ce dernier, diminuée de la variation estimative liée à la croissance du PIB réel :

$$\begin{aligned}\ln(\textit{déplacement}\,/IPC)_i &= \ln(M_i\,/IPC)_{fin} - \ln(M_i\,/IPC)_{début}\\ &\quad - 0{,}6\ [\ln(PIB)_{fin} - \ln(PIB)_{début}],\end{aligned}$$

où 0,6 est l'élasticité à long terme de la production générée par le modèle vectoriel à correction d'erreurs fondé sur M1 décrit dans Hendry (1995) et M_i désigne l'un des regroupements de comptes indiqués au Tableau A1[2].

Cette méthodologie est très approximative. Elle repose sur l'hypothèse que les encaisses s'éloignent en moyenne peu chaque année de leur valeur d'équilibre à long terme et que les coefficients d'élasticité des

---

1. Si l'augmentation des taux d'intérêt à court terme (qui sont passés de 9 à 18 %) peut servir à expliquer la réduction de M1 en termes réels entre 1978 et 1981, elle ne peut expliquer pourquoi la croissance de cet agrégat ne s'est pas accélérée de 1982 à 1986 lorsque les taux sont redescendus à des niveaux proches de ceux de 1978.

2. Implicitement, nous utilisons l'équation simple de demande de monnaie suivante estimée à l'aide de données annuelles : $\ln(M/IPC) = a + b\ln(PIB) + c$ R90.

Tableau A1
Estimations des déplacements de fonds ayant touché les composantes des agrégats au sens étroit (en milliards de dollars)

	Première vague d'innovations 1978-1986		Deuxième vague d'innovations 1993-1998	
Monnaie hors banques	–2,2	(–13 %)	3,0	(+11 %)
Comptes de chèques personnels (CCP)	–2,4	(–45 %)	6,4	(+89 %)
CCP moins soldes disponibles	–2,4	(–45 %)	0,0	(0 %)
Comptes courants	–9,1	(–61 %)	17,4	(+80 %)
M1 brut	–14,4	(–30 %)	24,8	(+43 %)
Dépôts à préavis transférables par chèque des particuliers	16,8	(+63 %)	–7,8	(–13 %)
Autres dépôts à préavis transférables par chèque	7,8	(+773 %)	7,3	(+29 %)
M1+	11,0	(+13 %)	32,0	(+20 %)
Dépôts à préavis non transférables par chèque des particuliers	–4,1	(–10 %)	–28,0	(–42 %)
Autres dépôts à préavis non transférables par chèque	–0,3	(–12 %)	–1,4	(–29 %)
M1++	9,0	(+6,3 %)	–10,0	(–4 %)

Nota : Les estimations des déplacements de fonds ayant touché les divers agrégats diffèrent sensiblement de la somme des déplacements indiqués pour chacune des composantes parce que les premiers sont estimés indépendamment des seconds.

divers types d'encaisse par rapport à la production à long terme ne sont pas très différents les uns des autres. Un ajustement complet à l'intérieur d'une même période nous a semblé plus logique avec des données annuelles — que nous utilisons — qu'avec des données trimestrielles ou mensuelles. Nous avons recalculé les déplacements de fonds liés à l'innovation financière sur la base d'une élasticité-revenu égale à 1 au lieu de 0,6. Cette modification n'a pas modifié sensiblement la plupart de nos estimations ni nos conclusions. Nous aurions préféré utiliser des techniques économétriques plus complexes, mais il est difficile de s'y fier lorsque l'instabilité est aussi forte et que la modélisation de l'innovation financière est aussi rudimentaire[3]. Du reste, notre seul objectif ici est d'obtenir une estimation approximative de la taille des grands déplacements de fonds.

En 1986, le niveau du PIB réel était de 24 % supérieur à ce qu'il était en 1978. Durant ces deux années, R90 s'établissait à 9 %. Avec une élasticité-revenu de 0,6, M1 en termes réels aurait dû s'accroître d'environ

3. Il est particulièrement risqué de se fier aux techniques économétriques lorsque les changements se sont produits à la fin de la période d'estimation.

14 %. Or, il a diminué de 20 %. Ces chiffres impliquent un déplacement à la baisse de 30 à 35 % de M1 entre 1978 et 1986. De même, sur la période 1993-1998, nous aurions dû observer une augmentation de 9,6 % de M1 en termes réels, compte tenu du taux de croissance de 16 % du PIB réel. En fait, cet agrégat a augmenté de 57 % au cours de la période, ce qui implique un déplacement de 40 à 45 % de M1[4]. Le Tableau A1 présente une estimation de l'importance des déplacements de fonds qui ont touché les composantes des agrégats au sens étroit durant les deux vagues d'innovations financières.

---

4. Si nous avions retenu une élasticité de la monnaie par rapport à la production de l'ordre de 1, l'incidence estimative des deux vagues d'innovations aurait été de 40 à 45 % (au lieu de 30 à 35 %) pour la première et de 35 à 40 % (au lieu de 40 à 45 %) pour la deuxième.

Bibliographie

Adam, C. et S. Hendry (2000). « Le modèle vectoriel à correction d'erreurs basé sur M1 : quelques extensions et applications ». *In* : *La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission,* actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en novembre 1999, Ottawa, Banque du Canada, p. 175-208.

Armour, J., W. Engert et B. S. C. Fung (1996). « Overnight Rate Innovations as a Measure of Monetary Policy Shocks in Vector Autoregressions », document de travail n° 96-4, Banque du Canada.

Bordo, M., L. Jonung et P. Siklos (1993). « The Common Development of Institutional Change as Measured by Income Velocity: A Century of Evidence from Industrialized Countries », document de travail n° W4379, National Bureau of Economic Research.

——— (1997). « Institutional Change and the Velocity of Money: A Century of Evidence », *Economic Inquiry*, vol. 35, n° 4, p. 710-724.

Clinton, K. (1973). « The Demand for Money in Canada, 1955–1970: Some Single-Equation Estimates and Stability Tests », *Revue canadienne d'Économique*, vol. 6, n° 1, p. 53-61.

Engert, W., B. S. C. Fung, L. Nott et J. Selody (1999). « Restructuring the Canadian Financial System: Explanations and Implications ». *In* : *The Monetary and Regulatory Implications of Changes in the Banking Industry*, Washington, Banque des Règlements Internationaux, p. 142-167.

Feldstein, M. et J. H. Stock (1996). « Measuring Money Growth when Financial Markets are Changing », *Journal of Monetary Economics*, vol. 37, n° 1, p. 3-27.

Freedman, C. (1983). « Financial Innovation in Canada: Causes and Consequences », *American Economic Review*, vol. 73, n° 2, p. 101-106.

Fung, B. S. C. et M. Kasumovich (1998). « Monetary Shocks in the G-6 Countries: Is There a Puzzle? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 42, n° 3, p. 575-592.

Hendry, S. (1995). « Long-Run Demand for M1 », document de travail n° 95-11, Banque du Canada.

Hostland, D., S. Poloz et P. Storer (1988). *An Analysis of the Information Content of Alternative Monetary Aggregates*. Rapport technique n° 48, Ottawa, Banque du Canada.

Laflèche, T. (1994). « La demande de numéraire et l'économie souterraine », *Revue de la Banque du Canada,* automne, p. 39-58.

Laidler, D. (1999). « La monnaie comme variable passive ou active et la politique monétaire », *Revue de la Banque du Canada,* été, p. 17-29.

McPhail, K. (2000). « L'utilité de la monnaie au sens large pour la conduite de la politique monétaire ». *In* : *La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en novembre 1999, Ottawa, Banque du Canada, p. 61-98.

Muller, P. (1992). « L'information véhiculée par les agrégats financiers au cours des années 80 », *In* : *Séminaire sur les questions monétaires,* actes d'un séminaire organisé à la Banque du Canada, mai 1990, Ottawa, Banque du Canada, p. 211-336.

Poloz, S., F. Caramazza et D. Hostland (1990). « The Demand for Money and the Monetary Policy Process in Canada », document de travail n° 90-5, Banque du Canada.

Raj, B. et P. Siklos (1988). « Some Qualms About the Test of the Institutionalist Hypothesis of the Long-Run Behavior of Velocity », *Economic Inquiry*, vol. 26, n° 3, p. 537-545.

Siklos, P. (1993). « Income Velocity and Institutional Change: Some New Time Series Evidence, 1870–1986 », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 25, n° 3, p. 377-392.

White, W. R. (1976). *The Demand for Money in Canada and the Control of Monetary Aggregates: Evidence from the Monthly Data*, Staff Research Studies n° 12, Ottawa, Banque du Canada.

Commentaires

Angela Redish

Depuis au moins deux siècles, la question de savoir ce qu'est la monnaie empoisonne la pratique empirique de la macroéconomie. Aubry et Nott examinent les difficultés que cette question a posées aux autorités monétaires canadiennes durant le dernier quart du XX[e] siècle. Il se dégage de leur examen un optimisme prudent, les auteurs ayant bon espoir que de futures recherches permettront de construire un agrégat monétaire au sens étroit qui présente une relation stable avec la production et soit capable de guider la politique monétaire. Je ne suis pas aussi confiante qu'eux à cet égard.

Les idées exposées dans l'étude peuvent se ramener aux quatre propositions suivantes :

1. au cours des trente dernières années, les vagues d'innovations qui ont déferlé sur les marchés financiers ont déstabilisé la relation entre les agrégats au sens étroit et la production au Canada;
2. il existe un agrégat monétaire théorique, la « monnaie de transaction », qui présente une relation stable avec la production;
3. il est possible de définir des mesures empiriques de la monnaie de transaction;
4. nous devrions essayer de définir des mesures empiriques de la monnaie de transaction.

Il se peut qu'en résumant ainsi les idées développées dans l'étude, je pousse un peu trop loin le raisonnement des auteurs, mais cela a l'avantage d'en faire ressortir les aspects qui méritent d'être renforcés. Je traiterai tout à tour de chacune de ces propositions.

Première proposition

La première partie de l'étude, et de loin la plus développée, porte sur la première proposition. Aubry et Nott y examinent l'importance et les causes des « déplacements » de la demande de monnaie et la manière dont ceux-ci ont influencé les corrélations entre la monnaie, les prix et la production.

Les auteurs décrivent très bien les modifications d'ordre institutionnel qui sous-tendent les vagues d'innovations. Leur perception de la nature du problème peut être illustrée par un exemple simple :

	Motif de détention des avoirs monétaires		
Composante	**Période 1**	**Période 2**	**Période 3**
Comptes de chèques personnels	Transaction	Transaction	Épargne
Comptes à préavis avec tirage de chèques des particuliers	Épargne	Transaction	Transaction

où les périodes 1, 2 et 3 correspondent plus ou moins aux décennies 1970, 1980 et 1990, les comptes de chèques personnels font partie de M1 et les comptes à préavis avec tirage de chèques des particuliers sont compris dans M2.

D'après Aubry et Nott, l'agrégat approprié est la monnaie de transaction et s'il est possible de lui trouver une contrepartie empirique, celle-ci présentera une relation stable avec la production. Or, on n'observe pas de relation biunivoque entre une catégorie donnée d'avoirs monétaires et le motif pour lequel les agents économiques souhaitent détenir ces avoirs. Dans les années 1970, M1 correspondait à la monnaie de transaction, mais, dans les années 1980, les particuliers ont commencé à utiliser les comptes à préavis avec tirage de chèques pour régler leurs transactions et ont réduit les montants qu'ils tenaient sous la forme de composantes de M1; le ratio M1/PNB a par conséquent chuté[1]. Dans les années 1990, les encaisses détenues dans les filiales de courtage des banques (les soldes disponibles) ont pris de l'ampleur. Ces soldes sont traités de la même manière que les comptes de chèques personnels bien qu'ils soient surtout utilisés à des fins d'épargne plutôt que de transaction. Le ratio M1/PNB s'est alors accru. Les auteurs font état d'autres changements dont les effets sur la relation entre les agrégats monétaires et la production ont été tout aussi déstabilisateurs[2].

1. Je fais ici abstraction des incidences du taux d'intérêt afin de ne pas compliquer l'exposé.

2. De plus, ils soutiennent que les banques se sont mises à attacher moins d'importance à la classification des comptes avec la disparition des coefficients différents de réserve applicables aux diverses catégories de comptes.

Aubry et Nott présentent une estimation de la taille de ces transferts de fonds et de leurs effets sur les corrélations entre, d'une part, la production et les prix et, d'autre part, la croissance de la masse monétaire. Leur méthode d'estimation est peu complexe, mais ils ne visent pas la précision; leur objectif est simplement de démontrer l'ampleur des déplacements de fonds durant les périodes 1978-1986 et 1993-1999. Je n'ai pas de difficulté à croire que ces déplacements ont été importants sur le plan quantitatif et qu'ils ont brouillé les corrélations entre la croissance de M1 et l'inflation.

Ce sont, à mon avis, les trois autres propositions qui méritent d'être mieux étayées.

Deuxième proposition

Existe-t-il une monnaie de transaction qui présente une relation stable avec la production et l'inflation? Aubry et Nott avancent, sans plus de précisions, que tous les modèles s'inspirant de la théorie monétaire — par exemple les modèles dotés d'une contrainte de paiement au comptant et les modèles fondés sur la théorie de l'exploration — postulent au départ que oui. Mais il ne peut en être ainsi que si les institutions ne se modifient pas. Or, l'étude met l'accent sur l'importance des changements d'ordre institutionnel. Je ne pense pas que l'on puisse conclure à l'existence d'un agrégat dont la vitesse de circulation restera constante même si la technologie utilisée dans les transactions évolue.

Troisième proposition

Si l'idéal existe, comment le réaliser empiriquement? Cette remarque déborde peut-être le cadre des objectifs de l'étude, mais les auteurs laissent entendre qu'il existe des moyens d'y parvenir, et j'aimerais bien savoir sur quoi se fonde leur optimisme. Peut-être pensent-ils, par exemple, qu'il est possible d'estimer la composante spéculative (au sens keynésien) de la demande de monnaie et donc de déterminer par soustraction le volume des transactions. Est-ce là leur idée? La demande de nature spéculative est-elle moins instable que la demande de monnaie de transaction?

Dans le cadre d'une tentative très préliminaire, Aubry et Nott construisent quatre agrégats monétaires (voir la sous-section 2.1) « susceptibles de mieux représenter la monnaie de transaction » (voir le Tableau 1 d'Aubry et Nott). Ils comparent la corrélation observée entre l'inflation et les taux de croissance des agrégats monétaires actuels à la corrélation existant entre l'inflation et les taux de croissance des autres agrégats. Toutefois, ces derniers ne sont pas plus fortement corrélés avec l'inflation que les agrégats traditionnels.

Tableau 1
Composition des agrégats monétaires

	M1	M1+	M1++	M2++	AT1	AT2	AT3	AT4	EP
Comptes des particuliers									
Comptes de chèques personnels	x	x	x	x			x	x	
Soldes disponibles	x	x	x	x					x
Dépôts à préavis transférables par chèque		x	x	x				x	
Dépôts à préavis non transférables par chèque			x	x					x
Dépôts à terme fixe, obligations d'épargne du Canada, fonds communs de placement				x					x
Comptes d'entreprise									
Monnaie hors banques	x	x	x	x	x	x	x	x	
Comptes courants	x	x	x	x	x	x	x	x	
Dépôts à préavis transférables par chèque		x	x	x		x	x	x	
Dépôts à préavis non transférables par chèque			x	x					

Nota : AT, agrégat de transaction; EP, épargne des particuliers.

Quatrième proposition

À quel point importe-t-il que nous définissions la monnaie de transaction? Les auteurs soutiennent que l'agrégat idéal aidera la Banque : i) à déterminer en quelle phase du cycle se situe l'économie; ii) à améliorer ses prévisions de l'inflation; iii) à construire de meilleurs modèles macroéconomiques. Ils affirment également que cet agrégat aidera les institutions financières à déterminer leurs parts de marché. Ces affirmations sont probablement assez justes (je dois toutefois admettre que je ne vois pas exactement ce que vient y faire la dernière), mais Aubry et Nott auraient, à mon avis, été plus convaincants s'ils avaient fourni plus de précisions sur les avantages que le nouvel agrégat pourrait présenter.

D'après moi, la première affirmation signifie que l'agrégat idéal ne servirait pas à la mise en œuvre de la politique monétaire (c.-à-d. directement comme instrument), mais seulement à en améliorer la formulation, essentiellement en donnant une meilleure idée de la cible visée. Cette idée me rappelle celles exposées par Poole (1970). Ce dernier affirmait, en se servant d'un simple modèle stochastique de type IS-LM, que le taux d'intérêt et le stock de monnaie pouvaient jouer un rôle équivalent comme instrument de la politique monétaire dans un modèle déterministe.

Dans un modèle stochastique, toutefois, l'instrument approprié de la politique monétaire dépendait plutôt de la taille relative des déplacements des deux courbes. Si la courbe LM se déplace beaucoup plus que la courbe IS (à cause par exemple de l'instabilité de la fonction de demande de monnaie), les autorités devraient utiliser un taux d'intérêt comme instrument et laisser le stock de monnaie s'ajuster à la demande. Les règles fondées sur le taux d'intérêt peuvent poser des problèmes d'indétermination, mais c'est, je crois, à peu près ce que la Banque fait depuis quelques années avec un certain succès.

En conclusion, bien que les auteurs m'aient convaincue qu'il n'existe pas d'agrégat monétaire au sens étroit qui soit stable, je ne suis pas persuadée qu'il existe un concept théorique — doté d'une contrepartie empirique — qui réponde à leurs objectifs.

Bibliographie

Poole, W. (1970). « Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model », *Quarterly Journal of Economics,* vol. 84, nº 2, p. 197-216.

Commentaires

William Robson

Introduction

Comme Jean-Pierre Aubry et Loretta Nott le mentionnent dès le départ, leur démarche s'inspire de l'idée que la monnaie joue un rôle important dans la transmission de la politique monétaire à l'économie et que la banque centrale doit par conséquent en examiner de près le comportement. Toutefois, la Banque du Canada est actuellement confrontée à une difficulté du fait que M1 — la mesure la plus courante de la monnaie de transaction — n'est plus un guide sûr pour la conduite de la politique monétaire à cause des innovations financières.

De même que les innovations avaient, au début des années 1980, facilité le transfert des encaisses de transaction superflues à des comptes productifs d'intérêts, ce qui avait fait diminuer l'agrégat M1 par rapport à ce qu'il aurait été autrement, les innovations des années 1990 — soit le classement des comptes tenus chez les courtiers en valeurs mobilières parmi les dépôts bancaires, la vogue des comptes courants productifs d'intérêts et l'élimination des coefficients différents de réserves obligatoires sur les comptes de dépôt à vue et à préavis — sont en train de faire augmenter M1 par rapport au niveau où il se situerait autrement. Les auteurs examinent les facteurs institutionnels qui influencent la demande de M1 et, à la lumière des résultats de leur analyse, proposent d'autres mesures qui y seraient moins sensibles. Pour tester l'utilité de ces nouvelles mesures, ils vérifient si la corrélation de leur taux de croissance avec la production et l'inflation est aussi forte ou plus forte que celle constatée entre les agrégats traditionnels et ces deux variables.

Les auteurs concluent que les déplacements de fonds qui ont influencé la demande de M1 au début des années 1980 et au cours des

années 1990, ont été considérables, l'ayant fait diminuer d'environ 30 % dans le premier cas et augmenter jusqu'à concurrence de 45 % dans le second. Malheureusement, les mesures de rechange proposées ne se révèlent pas à la hauteur : il est vrai qu'elles sont moins touchées par les déplacements de fonds, mais elles constituent de moins bons indicateurs avancés que M1.

La monnaie, une variable active ou passive?

Étant personnellement convaincu depuis longtemps de l'importance de M1, je suis heureux de voir le personnel de la Banque du Canada entreprendre des travaux de ce genre. Pendant longtemps, les études effectuées à la Banque sur la politique monétaire ont souligné le rôle unique des taux d'intérêt et du taux de change dans la transmission à l'ensemble de l'économie de toute impulsion provenant de la banque centrale (voir par exemple Freedman, 1995). Dans un grand nombre de ces études, le déséquilibre entre l'offre et la demande de monnaie déclenche une conversion en d'autres types de dépôt ou l'extinction de dettes bancaires, et la tendance des variations de certaines définitions de la monnaie à annoncer celles de la production et de l'inflation est une conséquence accessoire des pressions exercées par des facteurs tels que les taux d'intérêt, le taux de change et le crédit bancaire. Dans les modèles de ce genre, les agrégats monétaires sont ce que les prévisionnistes du secteur privé appellent parfois des « variables de vitrine », c'est-à-dire des variables que l'on expose pour satisfaire des clients ayant des exigences particulières et non à cause de leur valeur intrinsèque. Les agents économiques influencent la monnaie, mais la réciproque n'est pas vraie.

Sans nier l'importance de la transmission des impulsions de la banque centrale à la production et à l'inflation par l'entremise des taux d'intérêt, du taux de change ou du crédit, les modèles où la monnaie est une variable active reposent sur l'idée que la monnaie issue de l'interaction d'un agent et d'une banque, puis remise à d'autres agents aux fins de l'achat d'un bien ou d'un service, influence le comportement de ces agents en matière d'achat et d'établissement des prix; ces agents influenceront à leur tour le comportement d'autres agents de la même manière, et l'opération se répétera indéfiniment. Selon cette vision des choses, l'influence entre la monnaie et les agents économiques est réciproque. Ce type de modèle me semble convaincant pour diverses raisons.

À l'échelle macroéconomique, les modèles dans lesquels le stock de monnaie s'ajuste de façon passive aux besoins de l'économie laissent totalement indéterminé le niveau général des prix. Cela m'amène à dire que l'approche d'Aubry et Nott aurait été plus conforme à la théorie qui voit en

la monnaie une variable active si ces chercheurs avaient utilisé une mesure plus exhaustive que l'IPC pour mesurer l'inflation et dégonfler les agrégats monétaires. Dans un univers où la monnaie joue un rôle passif et où les prix sont déterminés par l'inertie et l'écart de production, l'emploi de l'IPC pourrait se justifier. Néanmoins, dans un univers monétariste, la mesure appropriée est celle qui englobe le plus de transactions possibles, c'est-à-dire l'indice implicite des prix du PIB ou une variante dont seraient exclus les éléments imputés.

Plus concrètement, les théories où la monnaie joue un rôle passif ne rendent pas compte de certaines réalités importantes, telles que le comportement des détaillants qui, face à une chute de leurs recettes, réduisent les commandes auprès de leurs fournisseurs (qui à leur tour compriment leurs achats de marchandises et de travail), puis, si la chute des ventes persiste, diminuent les prix ou renoncent aux augmentations projetées (et demandent à leurs fournisseurs d'en faire autant). Un processus de création et de destruction rapides de la monnaie visant à maintenir les encaisses monétaires individuelles et collectives à un niveau compatible avec la demande serait concevable si tous les agents étaient parfaitement renseignés sur les variables pertinentes et si les variations des rentrées de monnaie de transaction n'avaient aucune incidence sur les attentes des divers agents. Dans la réalité toutefois, on peut difficilement concevoir que les flux de monnaie ne véhiculent aucun renseignement important, et il paraît raisonnable de penser que leurs variations influent sur les dépenses, la production et les prix. La monnaie ne se contente pas de parler : elle pousse à la roue.

Le côté de l'offre est négligé

J'ai une autre réserve, plus sérieuse cette fois. La plupart des études réalisées sur les agrégats monétaires — y compris celle d'Aubry et Nott — font appel aux seules variables de demande pour tenter d'expliquer un comportement qui ne peut être attribué à des modifications d'ordre institutionnel ou à des changements de la méthode de mesure. Toutefois, si la théorie assignant un rôle actif à la monnaie est juste, ces travaux laissent de côté quelque chose d'important.

Mais quoi? Pour répondre à cette question, examinons l'un des arguments les plus convaincants invoqués contre les tentatives de gestion des conditions monétaires en fonction du niveau des taux d'intérêt à court terme, à savoir que les taux d'intérêt observables ne constituent qu'une donnée du problème et que ce qui importe, c'est le niveau où ils se situent par rapport

aux attentes des ménages et des entreprises[1]. Si le coût des fonds est élevé par rapport à la croissance attendue des revenus, il est probable que la monnaie sera créée plus lentement et qu'elle durera moins longtemps. Si par contre, le coût des fonds est faible relativement à la croissance attendue des revenus, la monnaie sera créée plus rapidement et durera plus longtemps. Dans une étude précédente, David Laidler et moi avons constaté que l'écart entre, d'une part, le taux de croissance du PIB nominal prévu par l'ensemble du secteur privé et, d'autre part, le taux des acceptations bancaires à un mois a un effet significatif dans une équation type de M1 (Laidler et Robson, 1995). Bien que le comportement cyclique de cet écart soit similaire à celui de diverses mesures sommaires de la pente de la courbe de rendement, il existe entre eux certaines différences (Figure 1)[2].

Si cet écart est un indicateur utile du rythme de création monétaire, les forces qui influencent M1 se sont modifiées davantage durant les trente dernières années que ne le donneraient à penser les seules variables de demande. À cet égard, deux événements retiennent particulièrement l'attention. Premièrement, au début des années 1980, une variation marquée de l'écart entre la croissance nominale et les taux à court terme — qui, de positif qu'il était, est devenu fortement négatif — s'est produite à un moment où M1 croissait plus lentement que ne le prédisaient les équations de demande de monnaie; deuxièmement, il s'est produit depuis une variation prononcée en sens inverse — l'écart est devenu plus neutre après avoir été négatif — à un moment où M1 augmentait plus rapidement que ce que prévoyaient les équations de demande de monnaie. Laidler et moi avons montré qu'en insérant dans l'équation l'écart entre la croissance du PIB prévu et le taux des acceptations bancaires, on pouvait se passer de la variable muette introduite pour tenir compte du déplacement de la demande de M1, qui constitue un élément central de l'étude d'Aubry et Nott.

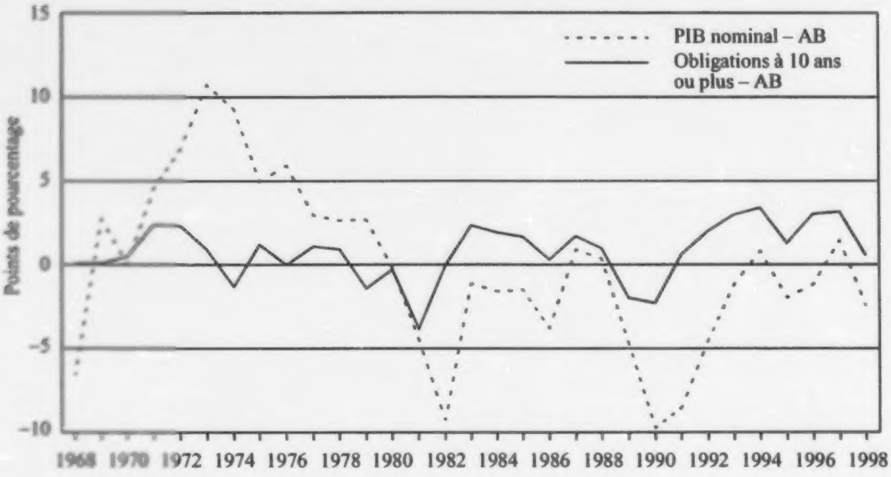
L'existence possible de perturbations du côté de l'offre incite à s'interroger à nouveau au sujet des études consacrées aux déplacements de la demande en général et de l'emploi de variables muettes dans les équations de stock de monnaie en particulier. La plupart des phénomènes observés au début des années 1980 — les déplacements de fonds en faveur des comptes d'épargne et des comptes de chèques à intérêt quotidien dont font état Aubry et Nott — ne semblent pas qualitativement différents de toute autre réaction attribuable à une hausse du coût d'opportunité des encaisses non

---

1. Des critiques similaires peuvent être adressées à une gestion des conditions monétaires axée sur le taux de change.

2. Dans la Figure 1, j'ai remplacé la croissance attendue pour l'année indiquée par la croissance nominale observée l'année suivante en faisant l'hypothèse, commode, que les prévisionnistes et les autres agents s'attendent en général à ce que le proche avenir ne soit pas très différent du passé récent.

Figure 1
Taux de croissance du PIB moins rendement des acceptations bancaires (AB) à un mois et rendement des obligations à 10 ans ou plus moins rendement des acceptations bancaires à un mois



rémunérées. En réduisant le coefficient du coût d'opportunité par l'ajout d'une variable muette dans l'équation, on risque de voir le modèle sous-estimer la réaction à une nouvelle variation du coût d'opportunité, comme c'est le cas maintenant que la tendance à rémunérer les dépôts destinés au règlement des transactions réduit leur coût d'opportunité davantage que ne l'inciteraient à croire les baisses des taux des actifs concurrents. Il pourrait se révéler intéressant de creuser cette idée en recourant aux données relatives aux flux pour générer une estimation du taux de rendement propre des encaisses de transaction, au cas où les taux d'intérêt qu'Aubry et Nott utilisent pour calculer les déplacements survenus dans les années 1990 auraient pour effet de surestimer le coût d'opportunité durant les dernières années[3].

---

3. On trouvera dans Boessenkool, Laidler et Robson (1997) une série construite de cette façon. Je sais que le Bureau du surintendant des institutions financières recueille encore des données susceptibles d'être utilisées de cette manière, et la Banque du Canada serait bien inspirée d'examiner les enquêtes d'où sont tirés ces chiffres pour voir si elles ne pourraient pas la renseigner plus directement sur la demande de monnaie.

Quelques autres remarques sur les relations empiriques

Voyons maintenant le deuxième point important abordé dans l'étude, à savoir les corrélations entre, d'une part, la croissance des différentes mesures de la monnaie et, d'autre part, la production et l'inflation.

En ce qui concerne les corrélations avec l'inflation, l'affirmation selon laquelle la monnaie hors banques (numéraire) représente presque toujours la monnaie de transaction a retenu mon attention. La monnaie hors banques est très hétérogène. Au cours des trente dernières années, la proportion des billets de 100 $ et de 1 000 $ dans l'encours total des billets de banque est passée de moins de 20 % à plus de 50 % (la part des seuls billets de 1 000 $ est passée de 1 à plus de 10 %). On s'attendrait à ce qu'une hausse du niveau des prix engendre une plus forte demande de grosses coupures, mais l'augmentation la plus rapide de cette proportion est survenue au début des années 1990. Comme j'imagine que peu de personnes ici présentes gardent en grosses coupures la moitié de l'argent liquide qu'elles détiennent, je me demande si le rôle de ces billets dans l'économie est différent de celui des petites coupures.

Mon seul nouvel apport à cette discussion (Tableau 1a) s'apparente aux résultats de l'analyse d'Aubry et Nott présentés au Tableau 2 de leur étude, à savoir les corrélations entre les taux de croissance de différents agrégats monétaires et l'inflation. Exception faite des séries relatives aux grosses et aux petites coupures de billets de banque[4], je ne fais état que des résultats obtenus pour les mesures de la monnaie que j'ai été en mesure de construire à l'aide des données tirées de CANSIM; en outre, j'utilise l'indice implicite des prix du « PIB-monnaie » — soit le PIB diminué des loyers imputés (le plus important poste des dépenses qui ne fasse pas intervenir la monnaie) — afin de me limiter à un indice de prix plus conforme à la théorie quantitative de la monnaie.

Les chiffres relatifs aux grosses et aux petites coupures, au Tableau 1a, concernent à la fois les billets tenus dans les banques et en dehors des banques, de sorte qu'ils ne sont pas strictement comparables aux autres mesures figurant au tableau. Ils donnent toutefois à penser que les deux séries pourraient renfermer une information différente et que, des deux séries, c'est celle relative aux grosses coupures qui est l'indicateur avancé le plus puissant de l'inflation. Si tel est le cas, de nouvelles recherches sur l'utilisation qui est faite des différentes coupures pourraient fournir des aperçus intéressants sur le comportement global de la monnaie hors banques.

---

4. Je tiens à remercier Suzanne Perreault et Matthew Leman, de la Banque du Canada, qui m'ont aidé à obtenir ces séries.

Tableau 1a
Coefficients de corrélation entre la croissance de la monnaie et l'inflation, données annuelles allant de 1969 à 1998

Croissance de la monnaie (*t*)	Taux d'inflation (indice implicite du PIB-monnaie)						Différence entre les coefficients*		
	t–2	*t*–1	*t*	*t*+1	*t*+2	*t*+3	*t*+1 – *t*	*t*+2 – *t*	*t*+3 – *t*
Monnaie hors banques	0,31	0,42	0,55	0,70	0,69	0,59	0,15	0,14	0,04
Grosses coupures	0,36	0,36	0,48	0,69	0,67	0,49	0,21	0,19	0,01
Petites coupures	0,46	0,57	0,66	0,75	0,77	0,69	0,09	0,11	0,03
Dépôts à vue	–0,40	–0,27	–0,21	0,01	0,21	0,24	0,22	0,42	0,45
M1 net	–0,25	–0,13	–0,04	0,25	0,45	0,42	0,28	0,48	0,46
M1 brut	–0,30	–0,14	0,01	0,30	0,48	0,42	0,29	0,47	0,41
M1++	0,50	0,69	0,64	0,68	0,65	0,53	0,04	0,01	–0,11
M2+	0,52	0,69	0,85	0,84	0,75	0,58	–0,01	–0,10	–0,27

* Soit le coefficient à *t*+1, *t*+2 ou *t*+3 moins le coefficient à *t*

Les autres résultats reproduits au Tableau 1a sont similaires à ceux qui sont présentés par Aubry et Nott (bien que les corrélations contemporaines et à l'horizon d'un an entre, d'une part, la croissance de la monnaie hors banques et de M1 et, d'autre part, l'évolution de l'indice implicite du PIB-monnaie soient de 14 à 18 points de pourcentage plus élevées que les corrélations entre l'expansion monétaire et l'évolution de l'IPC). La lecture que je fais de ces données est toutefois légèrement différente. Les agrégats au sens large renseignent sur le taux d'inflation du moment, mais, en ce qui concerne l'évolution probable de ce taux dans l'avenir, les variations des coefficients de corrélation de la période *t* aux périodes *t*+1 et *t*+2 semblent indiquer que M1 (et AT1 dans les résultats d'Aubry et Nott) sont d'une plus grande utilité. (À strictement parler, la différence entre les valeurs absolues des coefficients véhicule une information nouvelle, mais les points de retournement semblent suffisamment intéressants pour justifier un examen de la différence totale.)

Par sa conception même, le Tableau 1b donne une représentation plus dynamique et, à mon sens, plus intuitive de la même relation : la corrélation entre l'expansion monétaire en termes réels et les variations du taux d'inflation (là encore les deux séries sont corrigées au moyen de l'indice implicite du PIB-monnaie). L'aptitude de toutes les formes de monnaie à prédire les variations de l'inflation à l'horizon d'un an ressort très nettement de ce tableau; les composantes dans lesquelles la monnaie hors banques occupent une place importante donnent de meilleurs résultats que les mesures plus larges.

Tableau 1b
Coefficients de corrélation entre la croissance de la monnaie en termes réels et les variations du taux d'inflation, données annuelles allant de 1969 à 1998

Croissance de la monnaie en termes réels (*t*)	Variation du taux d'inflation (indice implicite du PIB-monnaie)						Différence entre les coefficients*		
	t–2	*t*–1	*t*	*t*+1	*t*+2	*t*+3	*t*+1 – *t*	*t*+2 – *t*	*t*+3 – *t*
Monnaie hors banques en termes réels	–0,32	–0,35	–0,16	0,54	0,46	0,32	0,70	0,62	0,48
Grosses coupures en termes réels	–0,43	–0,44	–0,09	0,64	0,39	0,13	0,73	0,48	0,22
Petites coupures en termes réels	–0,23	–0,29	–0,16	0,50	0,55	0,36	0,66	0,72	0,53
Dépôts à vue en termes réels	–0,15	–0,07	–0,09	0,32	0,24	0,04	0,41	0,34	0,13
M1 net en termes réels	–0,25	–0,18	–0,11	0,45	0,37	0,11	0,56	0,48	0,22
M1 brut en termes réels	–0,23	–0,13	–0,03	0,48	0,33	0,06	0,51	0,36	0,09
M1++ en termes réels	–0,10	–0,01	–0,36	0,37	0,28	0,14	0,74	0,64	0,51
M2+ en termes réels	–0,17	–0,04	0,14	0,41	0,38	0,15	0,27	0,24	0,01

* Soit le coefficient à *t*+1, *t*+2 ou *t*+3 moins le coefficient à *t*

Pour ce qui est de la production, j'ajouterai seulement une ou deux remarques mineures aux observations d'Aubry et Nott. Les corrélations entre les taux trimestriels d'expansion monétaire corrigés à l'aide de l'indice implicite du PIB-monnaie et le taux de croissance trimestriel du PIB-monnaie diffèrent légèrement de celles présentées par les auteurs. Les corrélations contemporaines sont plus faibles, et les propriétés de M1 et d'AT1 comme indicateurs avancés (à en juger par la différence entre les corrélations à la période *t* et aux périodes *t*+1, 2 ou 3) sont plus accusées. Les Tableaux 2a et 2b font état des corrélations entre le taux de croissance de la monnaie sur douze mois (corrigée à l'aide de l'indice implicite du PIB-monnaie) et celui du PIB-monnaie; j'utilise le taux de croissance sur douze mois parce que les séries relatives aux grosses et aux petites coupures ne sont pas désaisonnalisées.

Au sujet de la monnaie hors banques, il convient aussi de signaler que les propriétés d'indicateur avancé que semblent présenter les grosses coupures — et qui ressortent à l'examen de l'évolution passée de l'inflation — sont confirmées par les corrélations observées sur l'ensemble de la période allant de 1976 au milieu de 1999. Elles sont moins visibles toutefois dans les années 1990, ce qui indique peut-être que les grosses coupures étaient moins « actives », au moins dans l'économie officielle, que ce n'était le cas auparavant. En ce qui concerne les dépôts bancaires, il est clair que les

Tableau 2a

Coefficients de corrélation entre la croissance de la monnaie en termes réels et celle de la production, données trimestrielles allant de 1976T1 à 1999T2, variations sur douze mois

Croissance de la monnaie ou du crédit (*t*)	Croissance du PIB-monnaie							Différence entre les coefficients*			
	t–2	*t*–1	*t*	*t*+1	*t*+2	*t*+3	*t*+4	*t*+1 – *t*	*t*+2 – *t*	*t*+3 – *t*	*t*+4 – *t*
Monnaie hors banques	0,09	0,24	0,35	0,41	0,43	0,41	0,38	0,06	0,08	0,06	0,02
Grosses coupures	–0,01	0,19	0,37	0,49	0,55	0,54	0,50	0,12	0,18	0,17	0,13
Petites coupures	0,20	0,30	0,37	0,40	0,41	0,39	0,37	0,02	0,03	0,02	–0,01
Dépôts à vue	–0,06	0,09	0,26	0,42	0,52	0,50	0,41	0,16	0,26	0,23	0,14
Comptes courants	0,01	0,17	0,33	0,45	0,50	0,46	0,37	0,12	0,17	0,13	0,04
M1 net	–0,06	0,11	0,30	0,46	0,56	0,55	0,46	0,16	0,27	0,25	0,17
M1 brut	–0,02	0,15	0,32	0,45	0,51	0,47	0,39	0,13	0,19	0,15	0,07
M1+	0,06	0,15	0,28	0,39	0,44	0,41	0,34	0,11	0,17	0,13	0,06
M1++	0,04	0,09	0,20	0,29	0,34	0,29	0,20	0,10	0,14	0,10	0,00
M2+	0,25	0,19	0,12	0,04	–0,04	–0,11	–0,17	–0,08	–0,16	–0,23	–0,29
AT1	0,02	0,20	0,36	0,47	0,52	0,48	0,39	0,11	0,17	0,12	0,04
AT2	–0,03	0,12	0,29	0,44	0,53	0,51	0,43	0,15	0,23	0,21	0,13
Crédit à la consommation	0,66	0,67	0,61	0,46	0,28	0,10	–0,04	–0,15	–0,33	–0,51	–0,65
Crédits aux entreprises	0,48	0,32	0,11	–0,13	–0,34	–0,47	–0,52	–0,24	–0,46	–0,58	–0,64

* Soit le coefficient à *t*+1, *t*+2 ou *t*+3 moins le coefficient à *t*

agrégats monétaires au sens étroit plus sensibles aux déplacements de fonds — dépôts à vue et tout particulièrement M1 net — ont été, surtout durant les années 1990, d'excellents indicateurs avancés de la production. Malheureusement, on ne peut en dire autant des agrégats au sens large englobant ces déplacements entre leurs propres composantes; le taux de croissance de M2+ en termes réels présente même une corrélation inverse avec celui de la dépense globale.

Et maintenant?

Permettez-moi de conclure en faisant deux observations sur l'orientation future de la recherche. Premièrement, si la monnaie joue un rôle actif dans le mécanisme de transmission, la Banque du Canada devrait continuer à chercher des agrégats dont elle puisse suivre l'évolution afin de veiller à ce que ses mesures aient l'effet escompté avant que ne se détériore la situation sur le front de la production et de l'inflation. J'ai exprimé mes réserves au sujet des variables muettes et formulé ma crainte que le recours à un coût d'opportunité défini uniquement en fonction des taux du marché monétaire n'entraîne une sous-estimation des diminutions récentes du coût de

Tableau 2b

Coefficients de corrélation entre la croissance de la monnaie en termes réels et celle de la production, données trimestrielles allant de 1990T1 à 1999T2, variations sur douze mois

Croissance de la monnaie ou du crédit (t)	Croissance du PIB-monnaie							Différence entre les coefficients*			
	$t-2$	$t-1$	t	$t+1$	$t+2$	$t+3$	$t+4$	$t+1-t$	$t+2-t$	$t+3-t$	$t+4-t$
Monnaie hors banques	0,15	0,35	0,50	0,58	0,55	0,48	0,37	0,07	0,05	–0,03	–0,13
Grosses coupures	–0,13	0,08	0,26	0,38	0,41	0,38	0,31	0,12	0,15	0,12	0,05
Petites coupures	–0,03	0,12	0,29	0,44	0,53	0,51	0,43	0,15	0,23	0,21	0,13
Dépôts à vue	0,34	0,47	0,62	0,81	0,91	0,89	0,79	0,19	0,29	0,27	0,17
Comptes courants	0,50	0,64	0,75	0,86	0,88	0,83	0,72	0,10	0,13	0,08	–0,03
M1 net	0,33	0,47	0,63	0,82	0,92	0,89	0,78	0,19	0,29	0,26	0,16
M1 brut	0,43	0,57	0,73	0,86	0,90	0,85	0,72	0,13	0,17	0,12	0,00
M1+	0,13	0,29	0,47	0,63	0,67	0,59	0,44	0,15	0,20	0,12	–0,04
M1++	–0,02	0,03	0,09	0,12	0,08	–0,03	–0,18	0,03	–0,01	–0,12	–0,27
M2+	–0,77	–0,78	–0,76	–0,78	–0,79	–0,79	–0,75	–0,02	–0,03	–0,03	0,01
AT1	0,48	0,64	0,78	0,88	0,90	0,83	0,72	0,10	0,12	0,05	–0,06
AT2	0,40	0,57	0,73	0,85	0,87	0,79	0,65	0,12	0,14	0,06	–0,08
Crédit à la consommation	0,57	0,48	0,37	0,19	0,03	–0,07	–0,13	–0,18	–0,34	–0,44	–0,50
Crédits aux entreprises	0,39	0,23	0,06	–0,09	–0,21	–0,23	–0,24	–0,16	–0,27	–0,30	–0,31

* Soit le coefficient à $t+1$, $t+2$ ou $t+3$ moins le coefficient à t

détention de la monnaie de transaction. Cela dit, l'étude d'Aubry et Nott donne des aperçus utiles sur la façon d'aborder l'élaboration de mesures fiables de la monnaie.

Deuxièmement, si la monnaie joue un rôle actif dans l'économie, nous devons trouver des moyens de décrire son comportement sans nous limiter aux seules variables qui en influencent la demande. L'approche d'Aubry et Nott est axée exclusivement sur l'examen de la demande, c'est-à-dire la détermination des encaisses que les agents détiennent pour régler leurs transactions. Mais si le réaménagement des portefeuilles à l'approche d'une dépense déterminait le rythme de l'expansion monétaire, on s'attendrait à voir entre la croissance du crédit et celle de la production des corrélations similaires à celles observées entre l'expansion monétaire et la croissance de la production. Les Tableaux 2a et 2b montrent que ce n'est pas le cas[5].

5. Curieusement, l'*accélération* du crédit à la consommation dans les années 1990 est corrélée plus étroitement avec la croissance des encaisses de transaction que ne l'est la croissance du crédit à la consommation.

Il serait peut-être plus utile de se demander non pas d'où provient la monnaie « active », mais où elle aboutit; autrement dit, dans quel panier, si on me permet de combiner les métaphores, ces « patates chaudes » vont finalement atterrir. Dans cette perspective, nous inclurions les comptes courants d'entreprise dans les calculs pas surtout parce qu'ils contiennent la monnaie qu'on s'apprête à dépenser, mais parce qu'ils contiennent la monnaie qui vient de l'être. De même, nous exclurions les soldes disponibles détenus chez les courtiers en valeurs mobilières non pas parce que leurs titulaires ne les utilisent pas pour acheter des biens et services, mais parce qu'ils ne les ont pas reçus en contrepartie de la vente de biens et services. En résumé, si nous devons trouver une monnaie « active » dans l'économie, nous devons rechercher non pas les situations dans lesquelles les agents influencent la monnaie, mais bien celles où la monnaie les influence.

Bibliographie

Boessenkool, K. J., D. Laidler et W. B. P. Robson (1997). *More Money than is Good for Us: Why the Bank of Canada Should Tighten Monetary Policy*, Commentary nº 95, Toronto, Institut C. D. Howe.

Freedman, C. (1995). « Le rôle des conditions monétaires et de l'indice des conditions monétaires dans la conduite de la politique », *Revue de la Banque du Canada,* automne, p. 53-59.

Laidler, D. et W. Robson (1995). « La monnaie, variable endogène, et le rôle de tampon des encaisses monétaires ». *In* : *Le crédit, les écarts entre taux d'intérêt et le mécanisme de transmission de la politique monétaire*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en novembre 1994, Ottawa, Banque du Canada, p. 263-294.

Discussion générale

Aubry convient avec Robson qu'il vaudrait la peine d'envisager un rôle plus actif pour la monnaie. Il ajoute cependant que, même lorsqu'on met l'accent sur l'offre, il demeure important d'établir une distinction entre les chocs monétaires qui se produisent dans un contexte institutionnel stable et les chocs qui surviennent dans une conjoncture mouvante. Robson a fait remarquer qu'il préférait utiliser l'indice implicite des prix du PIB diminué des loyers imputés. Aubry aime bien également l'idée de faire appel à des mesures de prix autres que l'IPC global, soit des mesures plus larges comme les indices implicites de prix du PIB et de la demande intérieure finale ou une mesure plus étroite comme l'IPC hors alimentation, énergie et effet des impôts indirects. S'il a travaillé avec l'IPC, c'est surtout parce que la Banque retient cet indice pour cible.

De l'avis de Tom Rymes, comme les modifications des engagements des banques doivent s'accompagner de modifications similaires des avoirs de ces dernières, il y aurait lieu d'essayer de mesurer le prix des services bancaires. À cette fin, on devrait examiner non seulement les niveaux des taux d'intérêt et les écarts de taux, mais aussi l'évolution des frais de service perçus sur tous les types de dépôt au fil du temps. Rymes ne voit pas comment on peut espérer comprendre le mécanisme de transmission monétaire sans disposer d'un bon modèle relatif à la production du secteur bancaire. Aubry apprécie cette suggestion et ajoute qu'il n'existe pas à l'heure actuelle de mesures adéquates des incitatifs liés aux différents types d'instrument, ce qui complique les travaux empiriques.

Stefan Gerlach demande s'il n'est pas possible d'utiliser des critères purement statistiques pour construire une mesure de la monnaie de

* Le présent sommaire a été rédigé par Agathe Côté.

transaction, comme on le fait pour déterminer le taux de l'inflation tendancielle. Par exemple, on pourrait décomposer un agrégat au sens étroit comme M1 en ses divers éléments et retenir ceux qui présentent la plus forte corrélation avec les variables macroéconomiques étudiées. Il souligne également que, pour bien mesurer la monnaie de transaction, il faut d'abord disposer d'une bonne mesure des transactions elles-mêmes. Il se demande si le PIB réel est la meilleure mesure à cet égard, compte tenu des modifications que l'activité enregistre à la longue sur les marchés financiers et des autres modifications sectorielles. Aubry répond qu'il ne serait peut-être pas judicieux de déterminer la monnaie de transaction à l'aide des seuls critères statistiques. Comme cette approche, qui a souvent été utilisée dans le passé, n'a pas donné de résultats très satisfaisants, il soutient que l'on doit aussi recourir à la théorie et à la connaissance que l'on a des institutions.

Marc Pinsonneault veut savoir si l'on observe effectivement un lien entre, d'une part, les dépôts chez les courtiers en valeurs mobilières et, d'autre part, la production ou l'inflation. Aubry répond qu'il est difficile de vérifier l'existence d'un tel lien, car les données relatives aux comptes tenus chez les courtiers ne portent que sur la période récente, qui se caractérise de surcroît par une vogue croissante de ces comptes. La question de savoir si les comptes tenus chez les courtiers se comportent davantage comme les comptes servant au règlement des transactions ou les comptes d'épargne n'a toujours pas été tranchée. Même si les comptes tenus chez les courtiers ressemblent davantage aux comptes d'épargne, il est possible qu'ils aient un certain pouvoir prédictif au sujet de la production et de l'inflation, car d'autres études qui seront présentées à ce colloque (p. ex. celle de Kim McPhail) montreront que les agrégats monétaires au sens large aident aussi à prévoir l'évolution de la production et de l'inflation. Serge Coulombe se demande si les définitions actuelles des agrégats monétaires ne sont pas entachées d'un biais d'agrégation. Autrement dit, si les composantes n'ont pas toutes la même vitesse de circulation et que leur importance relative varie au fil du temps, il se pourrait qu'en fin de compte l'agrégat utilisé soit dénué de toute signification. Aubry répond que les agrégats à pondération variable, p. ex. ceux du type Divisia, peuvent aider à prendre en compte les modifications d'ordre institutionnel ainsi qu'à corriger le biais d'agrégation.

Selon William Whitesell, la corrélation plus élevée qu'observe Robson entre l'inflation et la monnaie, comparativement à celle que trouvent Aubry et Nott, pourrait tenir non seulement à l'utilisation qu'il fait d'une mesure différente des prix, mais aussi à l'emploi de données annuelles plutôt que trimestrielles. D'après ses propres recherches, les corrélations sont plus fortes quand on fait appel à des données de fréquence inférieure. Whitesell se demande également comment les longs retards entre la

monnaie, la production et l'inflation peuvent s'accorder avec un modèle doté d'une contrainte de paiement au comptant. Ces retards pourraient bien refléter plutôt un effet de richesse. Robson précise qu'il a utilisé des données annuelles dans le cas de l'inflation, mais des données trimestrielles dans le cas de la production, comme l'ont fait Aubry et Nott. Il ajoute que les longs retards posent un problème peu importe le rôle (passif ou actif) assigné à la monnaie et qu'ils pourraient être dus à une certaine forme de non-linéarité. Par exemple, il est fort possible que les détaillants ne changent de comportement qu'après un mois de rentrées de fonds inattendues. Il se pourrait donc qu'en produisant des données agrégées pour des millions d'individus, on crée le type de retard observé dans les études macroéconomiques.

L'utilité de la monnaie au sens large pour la conduite de la politique monétaire

Kim McPhail

Introduction

On s'entend largement pour dire qu'à long terme, l'inflation est un phénomène monétaire. Cependant, les liens qui existent entre la monnaie et l'inflation ne sont pas aussi clairs — pas plus du reste que le choix de l'agrégat monétaire le plus pertinent pour le suivi de l'inflation et la conduite de la politique monétaire.

Du point de vue des autorités monétaires, deux constats sont utiles pour établir le rôle important de la monnaie à l'égard de l'évolution de l'inflation. En premier lieu, il doit exister en longue période une demande stable de monnaie, qui exprime en termes quantitatifs la relation de long terme entre la monnaie et les prix en tenant compte des autres variables qui influent sur la demande de monnaie à long terme, mais sans que soit précisé le sens de la causalité entre ces variables. En second lieu, la monnaie doit aider à prévoir l'inflation à un horizon de un ou de deux ans, même après que certaines autres variables ont été prises en considération. L'idée que la monnaie puisse servir à prévoir l'inflation est conforme à la théorie quantitative, qui associe l'inflation à la croissance monétaire passée, et à l'hypothèse relative au rôle de tampon joué par les encaisses, selon laquelle l'excédent de monnaie par rapport à la demande à long terme tend à faire augmenter les dépenses et, par voie de conséquence, à exercer des pressions à la hausse sur les prix. Elle est également compatible avec l'idée que la croissance monétaire subit l'influence des attentes d'inflation, ce qui

* J'aimerais remercier Jean-Pierre Aubry, Kevin Clinton, Agathe Côté, Jim Dingle, Walter Engert, David Laidler et Jack Selody de leurs précieux commentaires.

expliquerait pourquoi la croissance monétaire est un indicateur avancé de l'inflation. Si l'on parvient à mieux prévoir l'inflation en examinant l'évolution de la monnaie, une stratégie qui tient compte de cette dernière offre de meilleures chances d'atteindre les cibles visées en matière d'inflation et de maintenir le taux d'inflation dans la fourchette cible[1].

L'utilité de la monnaie à titre d'instrument de politique monétaire est appréciée de manière différente selon les pays. Dans la zone euro, la Banque centrale européenne a défini un taux de référence pour la croissance de la masse monétaire au sens large aux fins de la conduite de la politique monétaire. Aux États-Unis, beaucoup prétendent que, en raison des changements de la vitesse de circulation et des innovations financières, la monnaie n'est plus aussi utile qu'autrefois à titre d'indicateur[2].

L'objet de la présente étude est d'étudier la relation qui existe entre la monnaie au sens large et l'inflation au Canada[3]. Nous nous demandons d'abord s'il existe des fonctions stables de demande à long terme à l'égard de la monnaie au sens large et, ensuite, si celle-ci aide à prévoir l'inflation, même lorsqu'on tient compte d'autres variables comme la production et les taux d'intérêt. Nos résultats donnent à penser qu'il existe bel et bien de telles fonctions et que la monnaie au sens large est utile pour prévoir l'inflation aux horizons de quatre et de huit trimestres — ceux qui intéressent le plus les autorités monétaires.

Il y a bien des façons de mesurer la monnaie au sens large. Les diverses mesures se situent en quelque sorte entre deux extrêmes : à l'une d'elles sont rangés les avoirs extrêmement liquides et à l'autre les agrégats comprenant aussi des avoirs moins liquides. La théorie n'est pas d'un grand secours pour établir le degré optimal de liquidité des avoirs à englober dans la monnaie au sens large. Il n'en reste pas moins que, d'après la théorie, les mesures relativement étroites de la monnaie au sens large, qui se composent des éléments les plus liquides, sont plus aptes à expliquer les propriétés d'indicateur avancé de la monnaie au sens large. Nous estimons par conséquent des fonctions de demande et des modèles indicateurs correspondant à toute une série de définitions de la monnaie au sens large. Il ressort des résultats de l'estimation que certaines des mesures les plus étroites et les plus liquides se révèlent également les plus utiles. Cela est

---

1. À la Banque du Canada, la monnaie sert d'indicateur informel, mais elle n'entre pas dans le Modèle trimestriel de prévision (MTP).

2. Lors de sa comparution devant le Congrès en vertu de la loi Humphrey-Hawkins en juillet 1993, le président de la Réserve fédérale, Alan Greenspan, a indiqué que celle-ci ne ferait plus appel aux cibles monétaires pour guider la conduite de sa politique monétaire (Bernanke et coll., 1999, p. 325).

3. Dans une autre étude publiée dans le présent volume, Aubry et Nott traitent de la monnaie au sens étroit au Canada.

particulièrement vrai des mesures de la monnaie plus larges que M2 et M2P, en particulier celles qui incluent les fonds communs de placement et les obligations d'épargne du Canada (OEC).

1 Les fonctions de demande de monnaie à long terme

Les composantes de la monnaie au sens large jouent de multiples rôles dans l'économie. Certaines remplissent la fonction de moyen d'échange parce qu'elles incluent les encaisses de transaction qui servent aux achats de biens et de services (lesquelles correspondent aux agrégats monétaires les plus étroits). La monnaie au sens large englobe aussi certains autres types de dépôt ou d'instrument financier qui ne servent pas strictement au règlement des transactions, mais peuvent facilement, rapidement et sans frais (ou moyennant une dépense minime de temps et d'argent) être convertis en encaisses de transaction[4]. La monnaie au sens large joue également le rôle d'avoir de précaution parce qu'elle permet d'amortir de façon économique les variations de revenus et de dépenses. Enfin, elle sert de réserve de valeur, car elle constitue un élément clé de la richesse. Il se pourrait que cette dernière fonction gagne en importance du fait du poids grandissant des tranches d'âge qui sont les plus enclines à épargner et se soucient davantage de la gestion de leurs avoirs.

Aucun critère ne permet de déterminer le motif prédominant de la demande de monnaie au sens large. Celui-ci peut différer, selon la mesure de la monnaie qui est choisie parmi les nombreuses variantes possibles. On s'attendrait normalement à ce que la fonction de moyen d'échange et le motif de précaution pèsent plus lourd dans le cas des définitions relativement étroites de la monnaie au sens large, les sources de liquidité immédiate jouant alors un rôle important dans la détention de monnaie. De toute évidence, la fonction de réserve de valeur domine lorsqu'on envisage les mesures les plus étendues de la monnaie au sens large, la possibilité de conversion en liquide à bref préavis étant alors moins cruciale. C'est la

4. Les mesures traditionnelles de la monnaie au sens large incluent les dépôts à terme. Or, certains d'entre eux sont encaissables par anticipation (c.-à-d. qu'ils peuvent être encaissés avant l'échéance), ce qui les rend très liquides, tandis que d'autres, moins liquides, n'offrent pas cette possibilité. Même parmi les dépôts non encaissables par anticipation, certains ont une échéance très rapprochée (p. ex. 90 jours) et sont donc beaucoup plus liquides que, disons, des dépôts à cinq ans non encaissables par anticipation. Il se peut enfin que d'autres dépôts soient assortis d'une échéance initiale relativement éloignée, mais qu'il leur reste peu de temps à courir jusqu'à l'échéance. Idéalement, pour que la définition étudiée n'englobe que les composantes très liquides, il faudrait omettre de la monnaie au sens large une partie des dépôts à terme. Cependant, les données disponibles ne permettent pas de distinguer de manière satisfaisante les dépôts à terme les plus liquides de ceux qui le sont moins.

demande d'encaisses de transaction et de précaution qui permet le mieux de comprendre sur le plan « structurel » les raisons pour lesquelles la monnaie aide à prévoir l'inflation. On pourrait donc s'attendre à ce que les définitions relativement étroites de la monnaie au sens large se révèlent les plus utiles du point de vue empirique.

La monnaie au sens large est détenue aussi bien par les particuliers que par les entreprises. C'est dans le cas des particuliers que les motifs expliquant la détention de monnaie sont les plus évidents, mais les données relatives aux diverses mesures de la monnaie au sens large qui sont utilisées ici ne permettent pas de distinguer la demande de monnaie des particuliers de celle des entreprises. En règle générale, les modèles appliquent la notion de demande de monnaie à long terme aux données immédiatement disponibles, lesquelles mesurent habituellement l'ensemble de la monnaie au sens large qui est détenue plutôt que les avoirs monétaires des particuliers.

On peut exprimer de la manière suivante la demande de monnaie à long terme découlant des divers motifs décrits précédemment :

$$m^d = a_0 + p + a_2 y + a_3 w + a_4 i^o - a_5 i^c . \quad (1)$$

Le modèle sera estimé au moyen de données trimestrielles. La demande de monnaie à long terme dépendra du revenu (*y*), représenté ici par le PIB réel, et de la richesse (*w*). Celle-ci est définie de deux manières. La première définition (*rtr*) comprend la richesse totale réelle dans l'économie, tandis que la seconde (*rnhr*) ne représente que le capital non humain réel, après soustraction de la richesse humaine[5]. L'indice implicite des prix du PIB serait la mesure des prix la plus logique compte tenu de la présence du PIB réel dans l'équation de demande de monnaie, mais nous avons préféré retenir l'indice des prix à la consommation (IPC) comme variable de prix (*p*) parce que cette mesure est plus pertinente du point de vue de la conduite de la politique monétaire; les cibles établies par la Banque du Canada en matière d'inflation sont en effet exprimées en fonction de l'IPC. De toute manière, aux horizons de prévision qui nous intéressent le plus ici, l'indice implicite des prix du PIB et l'IPC présentent une forte corrélation. L'imposition d'une élasticité-prix égale à un, qui vient de la théorie, rend le niveau à long terme des encaisses réelles indépendant du niveau des prix ou de l'offre de monnaie. Il s'agit là à notre sens de l'une des restrictions les plus contraignantes qui émanent de la théorie monétaire; nous n'examinerons pas les modèles qui ne se caractérisent pas par l'homogénéité

5. Les deux mesures de la richesse sont tirées de Macklem (1994).

des prix à long terme[6]. Le taux de rendement propre de la monnaie au sens large, i^o, est représenté par le taux de rendement des dépôts à cinq ans dans les banques. Certes, ce dernier reflète de façon très limitée et imparfaite le taux de rendement propre de la monnaie au sens large, mais on ne dispose malheureusement de données sur les taux de rendement que pour un petit nombre de composantes de la monnaie au sens large sur l'ensemble de la période d'estimation[7]. Le taux concurrent, i^c, est une moyenne pondérée des actifs non monétaires faisant partie de la richesse non humaine, que nous avons établie en vue d'obtenir une définition représentative de la monnaie au sens large[8].

2 Les définitions de la monnaie au sens large

Pour choisir entre les diverses mesures de la monnaie au sens large, une possibilité consiste à les classer d'après leur liquidité. Il existe de nombreuses définitions de cette dernière; l'une des plus simples et des plus utiles est celle du Petit Robert : état de ce qui est librement et immédiatement disponible. Si l'on retient cette formule condensée, les coûts de transaction, les exigences relatives au montant minimal des transactions et les risques de perte en capital sont autant de facteurs susceptibles de rendre des avoirs moins « librement » disponibles. Étant donné qu'il existe maints critères de ce genre ayant pour effet d'accroître ou de diminuer la liquidité, il est difficile de classer les diverses définitions de la monnaie au sens large : un agrégat peut être bien classé en regard d'un critère, mais mal

6. Quand la monnaie au sens large est définie par M2P augmenté des OEC et des fonds communs de placement dans les institutions financières, l'hypothèse d'homogénéité des prix ne peut être rejetée. Dans le cas de l'autre agrégat privilégié (M2P, OEC et l'ensemble des fonds communs de placement), l'homogénéité des prix est rejetée. Voir, au Tableau 1, les définitions de la monnaie au sens large.

7. Il faudrait en fait calculer un taux de rendement distinct pour chacune des définitions de la monnaie au sens large utilisées ici. Notre mesure approchée du taux de rendement propre est également imparfaite à cet égard.

8. Les taux de rendement des composantes non monétaires de la richesse non humaine sont fournis par le taux de croissance sur deux trimestres de l'indice de la Bourse de Toronto dans le cas des actions, le taux d'augmentation du prix des résidences inscrites au service interagences dans le cas des actifs immobiliers, le taux d'accroissement de l'IPC pour les biens de consommation durables et le taux des obligations d'État de trois à cinq ans pour ce qui est des autres actifs. Les proportions sont fournies par la part de l'actif non monétaire dans l'ensemble des actifs. Si l'on veut être strict, ces parts changent avec les diverses définitions de la monnaie au sens large puisque, à mesure que l'agrégat s'élargit, les actifs monétaires deviennent plus nombreux et les actifs non monétaires moins. Cependant, dans notre analyse empirique, nous nous servons d'une mesure représentative de la monnaie au sens large pour établir les parts, qui sont ensuite considérées comme constantes, peu importe la définition de la monnaie au sens large.

Tableau 1
Agrégats monétaires au sens large et mesures de la richesse

Agrégat	Description	Niveau fin 1996 (en milliards de dollars)
M2	M1 + dépôts à préavis autres que ceux des particuliers + dépôts d'épargne des particuliers dans les banques	409
M2P	M2 + SFPH[a] + CPCU[b] + rentes offertes par les sociétés d'assurance vie + dépôts des particuliers dans les caisses d'épargne publiques + fonds communs de placement du marché monétaire	637
M2PFIQ	M2P + fonds communs de placement dans les institutions financières[c]	715
M2PALLQ	M2P + fonds communs de placement[c]	829
M2P_corr	M2PFIQ + OEC	717
M2PP_corr	M2PPALLQ + OEC	834
M2PP	M2P + oblig. d'épargne des provinces et du Canada + bons du Trésor[d]	789
M2PPFIQ	M2P_corr + oblig. d'épargne des provinces + bons du Trésor[d]	837
M2PPALLQ	M2PP_corr + oblig. d'épargne des provinces + bons du Trésor[d]	950
M3β	M2PP + fonds communs de placement + oblig. d'État 1-3 ans[d] + titres hypothécaires + dépôts en devises comptabilisés au Canada	1 133
LLβ	M3β + acceptations bancaires + papier commercial des sociétés non financières	1 184
M5	LLβ + autres obligations fédérales, provinciales et municipales et obligations de sociétés détenues par les ménages	1 502
RNH	Richesse non humaine	1 842
RT	Richesse totale	9 558

Nota : Notre définition de M2PP (qui correspond à l'agrégat M2d dans Atta-Mensah et coll., 1995) n'est pas identique à la définition employée ailleurs, notamment dans les publications de la Banque du Canada. Ce que la Banque appelle M2PP est rebaptisé ici M2PP_corr. De même, la définition de M2P corrigé utilisée par la Banque est rebaptisée M2P_corr dans le présent document.

a. Dépôts dans les sociétés de fiducie ou de prêt hypothécaire
b. Dépôts dans les caisses populaires et credit unions
c. Hors gains et pertes en capital
d. Hors institutions financières

classé selon un autre. Le Tableau 1 présente néanmoins les diverses définitions utilisées, en s'efforçant de les énumérer en ordre décroissant de liquidité. Tous les agrégats étudiés sont des sommes simples.

Toutes les définitions de la monnaie au sens large retenues ici proviennent d'études antérieures. Il pourrait donc exister des éléments non couverts par les diverses définitions ou quelques définitions qui paraissent peu évidentes quand on les envisage du point de vue théorique. Ces inconvénients sont toutefois compensés, et au delà, par l'accessibilité des données correspondantes. Nous sortirions du cadre du présent document en essayant d'exposer une méthodologie visant à créer diverses définitions possibles de la monnaie au sens large à partir de principes premiers.

Si nous partons des agrégats les plus liquides, nous trouvons M2 et M2P, les mesures habituelles de la monnaie au sens large. Viennent s'ajouter à M2P les fonds communs de placement détenus dans les banques et les autres institutions, ce qui nous donne M2PFIQ et M2PALLQ. La part des fonds communs de placement n'a cessé de croître dans les portefeuilles des ménages durant les années 1990, et ils sont facilement convertibles en liquide. On discerne clairement dans les données les effets de substitution entre M2P et les fonds communs de placement. Nous ajoutons ensuite les obligations d'épargne du Canada (OEC) à M2PFIQ et M2PALLQ pour obtenir M2P_corr et M2PP_corr respectivement. Les OEC sont vendues aux particuliers en plusieurs coupures et sont encaissables sans pénalité n'importe quand[9]. En un mot, elles sont facilement convertibles en liquide. L'addition des bons du Trésor et des obligations d'épargne provinciales donne M2PP, et celle des fonds communs de placement détenus dans les banques et de tous les fonds communs de placement, M2PPFIQ et M2PPALLQ. Les obligations d'épargne des provinces sont elles aussi facilement convertibles en argent comptant. Les bons du Trésor sont également très liquides et comportent un risque minime de perte en capital. Au début des années 1980, les portefeuilles de bons du Trésor des particuliers ont enregistré une croissance rapide, sous l'effet des taux de rendement élevés et de la baisse des commissions exigées par les institutions financières ou les courtiers en valeurs pour l'achat au détail de ces titres.

M3β comprend, outre M2PPALLQ, les obligations d'État à court terme, les titres hypothécaires et les dépôts en devises. Il s'agit d'actifs présentant un certain risque de perte en capital, ce qui les rend un peu moins liquides que les avoirs précédents. Pour obtenir LLβ, on ajoute à M3β les acceptations bancaires et le papier commercial, tandis que M5 comprend en outre les autres obligations détenues par les ménages, lesquelles, en raison des variations possibles du principal, sont convertibles en liquide à une valeur incertaine.

La plupart de ces définitions de la monnaie au sens large englobent les avoirs des particuliers et des autres agents économiques — encore que, dans certains cas, seuls les avoirs des ménages soient pris en compte (voir Tableau 1). Même si M5 sort manifestement de ce qu'on entend habituellement par la « monnaie », il n'en demeure pas moins que cet agrégat mesure des avoirs financiers relativement liquides. Notre objet n'est pas de proposer une définition optimale de la monnaie au sens large d'un point de vue théorique, mais de déterminer sous l'angle empirique les

---

9. Fait exception la nouvelle obligation à prime du Canada, qui ne peut être encaissée qu'à une date déterminée dans l'année. Le volume de vente de cette nouvelle obligation est cependant négligeable par rapport à l'ensemble des agrégats.

mesures de la monnaie au sens large qui paraissent utiles. Une autre caractéristique souhaitable est la cohérence des résultats empiriques d'une définition à l'autre, puisque cela nous aide à évaluer leur robustesse.

Les Figures 1a et 1b représentent l'évolution de ces agrégats au sens large sous forme graphique, tandis que les Figures 2 à 4 illustrent l'évolution de certaines des variables explicatives des fonctions de demande de monnaie à estimer. Le Tableau 1 fait état de la taille relative des agrégats au sens large à la fin de 1996. À titre de comparaison, signalons que l'agrégat étroit M1 s'élevait à environ 80 milliards de dollars à la même époque.

Avant d'estimer les fonctions de demande de monnaie à long terme, nous avons soumis toutes les variables à des tests de racine unitaire. Le Tableau 2 montre qu'un grand nombre des agrégats monétaires semblent intégrés d'ordre 2. Toutefois, vu le peu de puissance des tests augmentés de Dickey-Fuller, il se pourrait fort bien que les agrégats soient en fait de type I(1). Les autres agrégats monétaires au sens large sont intégrés d'ordre 1. Cependant, les encaisses monétaires réelles, à l'exception de M3β et LLβ, sont également intégrées d'ordre 1, ce qui implique que la croissance monétaire et l'inflation sont cointégrées. Les autres variables de la fonction de demande de monnaie à long terme sont de type I(1). Les prix sont tout juste intégrés d'ordre 2.

3 Estimation sans contrainte de la demande de monnaie à long terme

Les fonctions de demande de monnaie à long terme sont estimées au moyen du modèle vectoriel à correction d'erreurs (MVCE) de Johansen-Juselius. La période d'estimation va du premier trimestre de 1970 au quatrième trimestre de 1998 pour les six premiers agrégats monétaires étudiés. Étant donné que nous ne disposons de données que jusqu'au quatrième trimestre de 1996 pour les six derniers agrégats, les régressions se terminent à cette date[10]. Conformément à l'équation (1), les variables qui entrent dans le MVCE sont les encaisses réelles, la production, la richesse, le taux de rendement propre et le taux de rendement concurrent. L'ordre du MVCE est choisi à l'aide du critère de l'erreur de prédiction finale d'Akaike. Les résultats de l'estimation, qui sont présentés au Tableau 3, ne sont pas concluants.

La richesse totale réelle (*rtr*) a d'abord été mise à l'essai avec tous les agrégats. Cependant, nous n'avons pu trouver d'estimations raisonnables

10. Comme il importe de disposer de données vraiment à jour sur les indicateurs monétaires, le fait que l'on ne possède de données que jusqu'en 1996 milite contre l'utilisation de ces agrégats.

Figure 1a
Agrégats monétaires au sens large, M1 à M2PP_corr

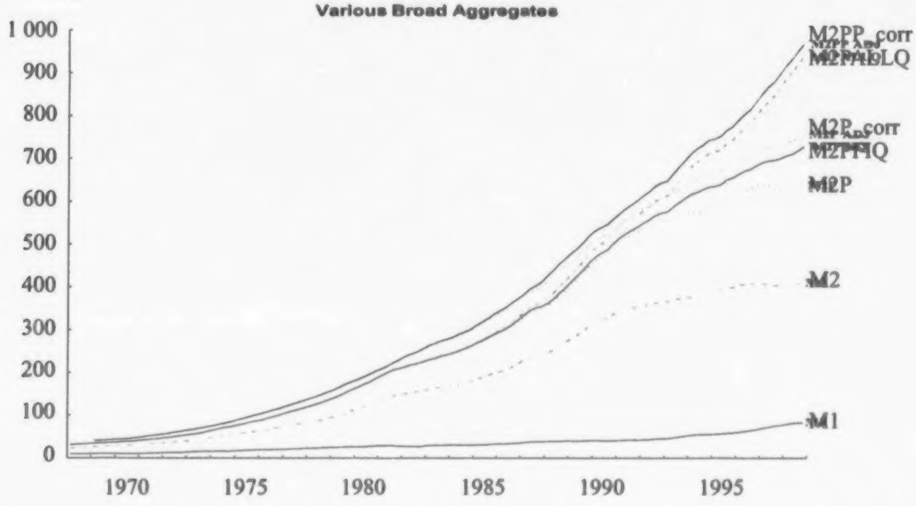
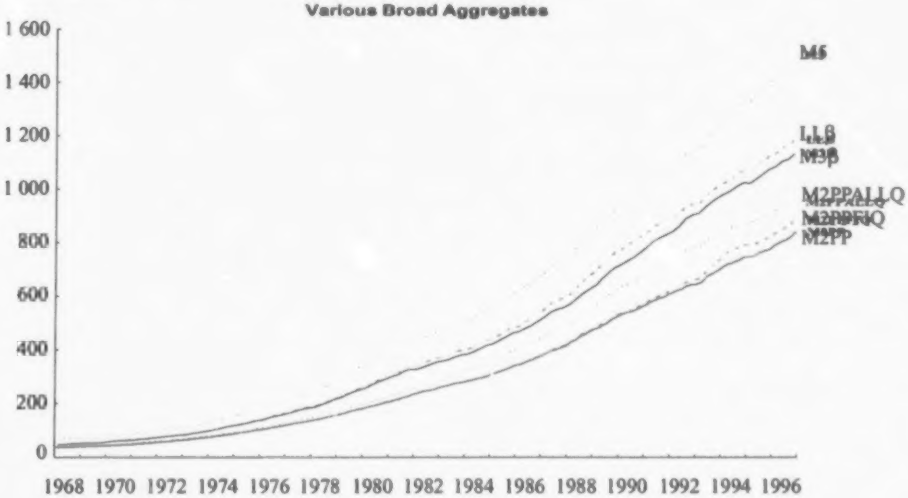


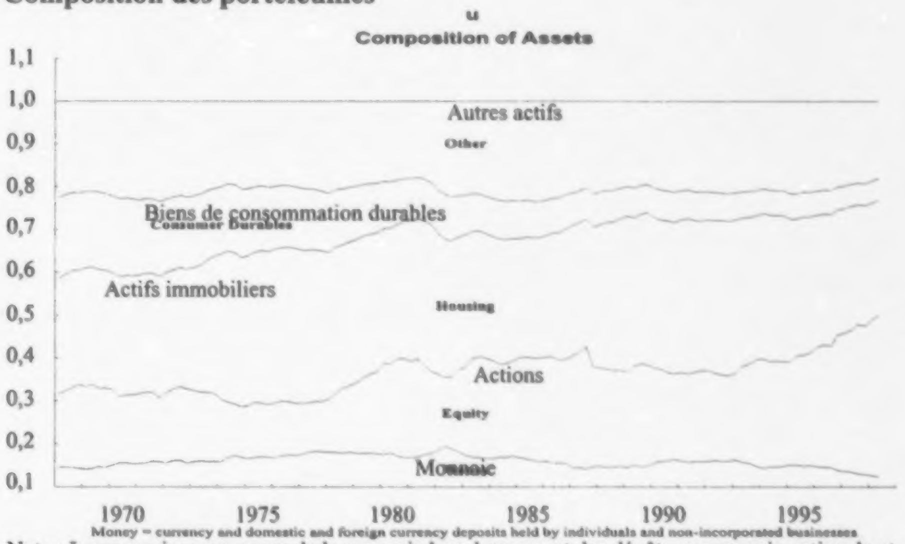
Figure 1b
Agrégats monétaires au sens large, M2PP à M5



qu'au moyen de la richesse non humaine réelle (*rnhr*) dans le cas des plus larges des agrégats. Le fait que des mesures différentes de la richesse soient nécessaires pour obtenir des fonctions satisfaisantes de demande de monnaie n'est pas très encourageant.

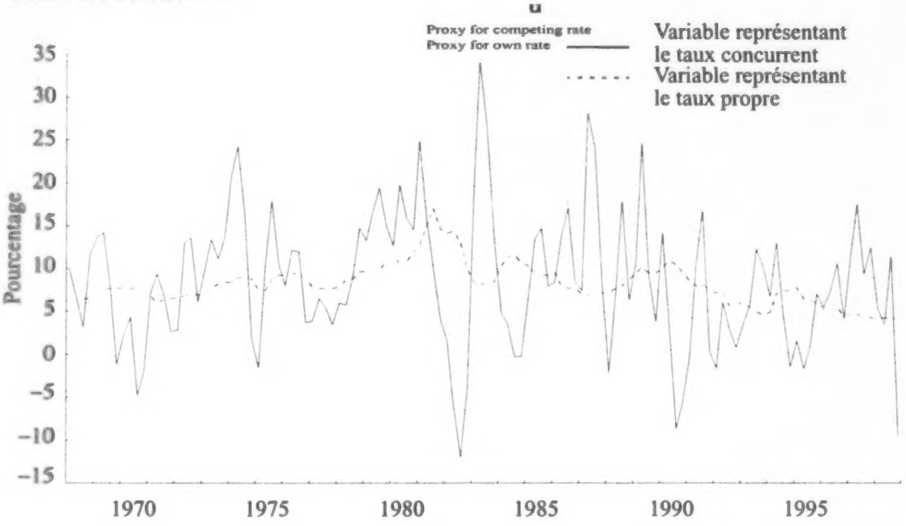
Figure 2
Richesse par habitant (en dollars)

Figure 3
Composition des portefeuilles



Nota : La monnaie se compose de la monnaie hors banques et des dépôts en monnaie nationale et en devises détenus par les particuliers et les entreprises non constituées en société. Les autres actifs comprennent les obligations d'État et de sociétés et les autres avoirs financiers.

Figure 4
Taux de rendement



Les valeurs estimées des élasticités par rapport au revenu et à la richesse varient considérablement selon les définitions de la monnaie au sens large, même quand ces définitions sont très semblables. Les élasticités-revenu s'échelonnent entre une valeur minimale de 0,01 pour M5 et un maximum de 1,60 pour M2PFIQ. Quant aux élasticités-richesse, elles vont de 0,02 pour M2P et M2PFIQ à 1,29 pour M2PALLQ, agrégat qui ne diffère de M2PFIQ que par l'ajout des fonds communs de placement. La somme des élasticités par rapport au revenu et à la richesse semble plus stable, ce qui donne à penser qu'il est peut-être difficile de discerner les effets de chacune de ces deux variables. Les résultats varient donc quelque peu selon les diverses définitions de la masse monétaire.

Les semi-élasticités par rapport au taux d'intérêt propre sont généralement positives, sauf dans le cas de M2PFIQ et de M2PP, où elles sont négatives et contraires à l'intuition. Là encore, les semi-élasticités varient considérablement selon les définitions, allant d'une valeur proche de 0 à une valeur maximale de 0,034 pour M5. Dans le cas des taux concurrents, les semi-élasticités sont négatives, se situant entre – 0,016 et – 0,044.

La variable qui sert à représenter le taux de rendement propre laisse beaucoup à désirer et, lorsqu'on l'utilise avec des agrégats de plus en plus larges dans lesquels entrent des composantes dont le rendement varie avec les taux du marché, elle perd de son utilité. En outre, quand les agrégats s'élargissent, il devient plus difficile de trouver des avoirs financiers pouvant

Tableau 2
Tests de racine unitaire

Tests augmentés de Dickey-Fuller					
	Différence première	Niveau		Différence première	Niveau
Période d'estimation : 1969T1-1998T4					
*r*M2	−3,2*	−1,6	M2	−3,4*	0,7
*r*M2P	−4,0*	−1,0	M2P	−2,9	−0,3
*r*M2PFIQ	−4,3*	−2,5	M2PFIQ	−3,3*	−0,8
*r*M2PALLQ	−4,2*	−3,3*	M2PALLQ	−3,0	−1,1
*r*M2P_corr	−3,3*	−1,4	M2P_corr	−3,2*	0,2
*r*M2PP_corr	−3,3*	−3,1	M2PP_corr	−3,3*	0,2
Période d'estimation : 1969T1-1996T4					
*r*M2PP	−3,2*	−0,3	M2PP	−2,9	0,9
*r*M2PPFIQ	−3,8*	−0,6	M2PPFIQ	−3,2*	1,6
*r*M2PPALLQ	−4,0*	−2,3	M2PPALLQ	−3,6*	1,7
*r*M3β	−2,8	−2,5	M3β	−2,1	−1,2
*r*LLβ	−3,0	−2,3	LLβ	−2,2	−0,9
*r*M5	−3,4*	−2,6	M5	−2,5	−0,6
y	−6,1*	−1,6	i^b	−6,8*	−2,5
rtr	−3,6*	−2,6	i^c	−9,0*	−3,0
rnhr	−4,4*	−2,7	$i^b - i^c$	−8,7*	−3,8*
p	−3,1	−0,5			

Nota : Les tests de racine unitaire reposent sur la régression $\Delta x_t = b_0 + b_1 t + A(L)\Delta x_{t-1} + b_2 x_{t-1}$.
L'ordre de $A(L)$ est choisi d'après le critère de l'erreur de prédiction finale d'Akaike.
Toutes les variables sauf les taux d'intérêt sont exprimées en logarithme. Le préfixe *r* devant un agrégat monétaire indique que sa valeur nominale a été corrigée au moyen de l'IPC. Pour les agrégats *r*M2PP à *r*M5, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.
* Valeur significative au seuil de 5 %

être substitués aux actifs qui entrent dans ces agrégats, ce qui fait probablement du taux de rendement propre une variable moins importante.

On trouve généralement deux vecteurs de cointégration[11]. Cela n'a rien d'étonnant; dans un modèle structurel, la demande de monnaie serait l'un de ces deux vecteurs, et l'écart de taux d'intérêt (stationnaire selon les résultats de tests augmentés de Dickey-Fuller), l'autre. Lorsqu'il existe deux vecteurs de cointégration, celui qui est présenté au Tableau 3 est le vecteur le plus étroitement corrélé avec la partie stationnaire du système (c'est-à-dire associé à la valeur propre la plus élevée). Toutefois, comme il existe plus d'un vecteur de cointégration, il pourrait y avoir un problème d'identification; aussi la prudence est-elle de mise lorsqu'on interprète le

11. Nous utilisons les valeurs limites fournies par Johansen et Juselius (1989) pour la statistique λ max et la trace. On considère qu'il existe un vecteur de cointégration si la trace et la statistique λ max sont toutes deux significatives au seuil de 5 %.

Tableau 3
Estimation sans contrainte de la demande de monnaie à long terme — Période d'estimation : 1970T1-1998T4

Variables	Ordre du MVCE[a]	1[er] vecteur de cointégration	Poids correspondants	N[bre] de vecteurs de cointégration[b]
$rM2,y,rtr,i^b,i^c$	3	[1 –1,26 –0,31 –0,028 0,026]	[–0,01* 0,01 –0,23 1,8* –13,4*]	2
$rM2P,y,rtr,i^c$	3	[1 –1,57 –0,02 –0,014 0,021]	[–0,02* 0,01 –2,4 2,2* –12,7*]	1
$rM2PFIQ,y,rtr,i^b,i^c$	3	[1 –1,60 –0,02 0,005 0,015]	[–0,03* 0,00 –5,2 2,7* –14,5*]	2
$rM2PALLQ,y,rtr,i^b,i^c$	4	[1 –0,85 –1,29 –0,032 0,042]	[–0,01* 0,00 3,19 1,4* –15,9*]	2
$rM2P_corr,y,rtr,i^b,i^c$	3	[1 –1,54 0,08 –0,004 0,016]	[–0,02* 0,02* 0,79 2,7* –18,4*]	1
$rM2PP_corr,y,rtr,i^b,i^c$	3	[1 –1,34 –0,41 0,005 0,022]	[–0,02* 0,01 4,0 1,9* –20,4*]	1
$rM2PP,y,rnhr,i^b,i^c$	2	[1 –0,60 –0,55 –0,051 0,044]	[–0,01 0,00 0,01 0,6* –15,1*]	2
$rM2PPFIQ,y,rnhr,i^b,i^c$	2	[1 –0,69 –0,60 –0,023 0,027]	[–0,01* 0,01* 0,02 1,0* –26,9*]	2
$rM2PPALLQ,y,rnhr,i^b,i^c$	2	[1 –0,73 –0,65 –0,006 0,020]	[–0,01 0,01 0,02 1,2 –38,9*]	2
$rM3\beta,y,rnhr,i^b,i^c$	2	[1 –0,16 –0,85 –0,028 0,041]	[–0,01* 0,00 0,01 0,7* –17,5*]	2
$rLL\beta,y,rnhr,i^b,i^c$	2	[1 –0,48 –0,74 –0,019 0,026]	[–0,01* 0,01 0,02 1,0* –27,4*]	3
$rM5,y,rnhr,i^b,i^c$	2	[1 –0,01 –0,94 –0,034 0,038]	[–0,01 0,01* 0,01 0,01* –18,9*]	2

Nota : Pour les agrégats *r*M2PP à *r*M5, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.

a. Choisi d'après le critère de l'erreur de prédiction finale d'Akaike

b. Selon la trace et la statistique λ max de Johansen-Juselius

* Valeur significative au seuil de 5 %

vecteur de cointégration présenté comme la demande de monnaie à long terme. Cette absence d'identification se répercute sans doute principalement sur les coefficients des taux d'intérêt[12].

Les coefficients de pondération des encaisses réelles sont négatifs et généralement significatifs, bien que faibles. Ces résultats cadrent avec la diminution prévisible des encaisses réelles quand l'offre de monnaie est supérieure à sa demande à long terme. Les écarts monétaires — c'est-à-dire les écarts observés entre la monnaie effective et sa demande à long terme donnée par les vecteurs de cointégration de Johansen-Juselius — ont un effet positif sur les taux de rendement propres et un effet négatif sur les taux concurrents. Cela pourrait traduire également un mécanisme d'équilibrage de l'offre et de la demande. L'une des façons d'éliminer un écart monétaire positif consiste à faire augmenter la demande de monnaie grâce à une hausse des taux de rendement propres ou à une diminution des taux concurrents. Les coefficients de la production sont généralement faibles et non significatifs, et ceux de la richesse, habituellement non significatifs.

En résumé, les estimations présentées au Tableau 3 appuient de façon limitée l'existence d'une fonction de demande de monnaie à long terme du genre exprimé par l'équation (1). Les coefficients estimés présentent généralement les signes attendus. Par contre, les fonctions de demande estimées ne sont pas stables lorsqu'on passe d'une définition de la monnaie au sens large à une autre. Voilà qui est déroutant, puisqu'il est difficile d'expliquer du point de vue économique pourquoi des agrégats monétaires ne différant que par une composante ou deux présenteraient des fonctions de demande très dissemblables. D'autres résultats (non présentés ici) indiquent que les fonctions estimées de demande de monnaie à long terme ne sont pas stables lorsqu'on les estime sur divers sous-échantillons et que les estimations de la demande à long terme sont fort sensibles au choix de l'ordre du MVCE. Ces résultats ne sont donc pas très robustes.

---

12. Si les deux vecteurs structurels de cointégration présents dans les données correspondent à la fonction de demande de monnaie et à l'écart de taux d'intérêt,

$$rm - a_1 y - a_2 w - a_3 i^o + a_4 i^c$$

et $i^o - i^c$,

il existe un problème d'identification. Cependant, chaque vecteur de cointégration possible doit constituer une combinaison linéaire de deux vecteurs structurels, ce qui donne :

$$(rm - a_1 y - a_2 w - (a_3 - b))i^o + (a_4 - b)i^c ,$$

où b est la pondération attribuée à la deuxième équation. b influe uniquement sur les coefficients des taux d'intérêt, les autres coefficients étant identifiés et estimés de manière convergente au moyen de la méthode de Johansen-Juselius.

4 Estimation sous contrainte de la demande de monnaie à long terme

Les résultats exposés ci-dessus nous ont amenée à abandonner la variable de richesse, qui semblait contribuer à l'instabilité des estimations présentées au Tableau 3. Nous avons aussi laissé tomber la variable représentant le taux de rendement propre, car elle était assortie du mauvais signe pour plusieurs des agrégats envisagés. Le système restreint comprend donc m, y et i^c, un éventail de variables que l'on retrouve souvent dans les fonctions de demande de monnaie. Le Tableau 4 fait état des valeurs estimées pour ce système.

Les estimations de la demande de monnaie à long terme sont maintenant relativement uniformes lorsqu'on passe d'une mesure de la monnaie au sens large à une autre. Ces résultats ont de quoi nous rassurer, puisqu'il est difficile d'expliquer pourquoi l'ajout d'une composante à une mesure de la monnaie au sens large devrait se traduire par des estimations très différentes de l'élasticité-revenu et de la semi-élasticité par rapport au taux d'intérêt.

On trouve un vecteur de cointégration unique pour toutes les mesures de la monnaie au sens large. Les élasticités-revenu se situent entre 1,4 et 1,8, les mesures les plus larges de la monnaie ayant tendance à présenter les élasticités les plus fortes. Les semi-élasticités par rapport au taux d'intérêt s'établissent entre – 0,02 et – 0,04.

L'effet des écarts monétaires sur les encaisses réelles est, à une exception près, négatif et significatif, les coefficients de pondération des encaisses réelles étant plus élevés que pour le système complet présenté au Tableau 3. Ces résultats indiquent une résorption plus rapide des écarts monétaires par le truchement d'une modification des encaisses réelles. L'incidence des écarts monétaires sur la production est là encore faible et généralement non significative, ce qui est contraire à l'hypothèse du rôle de tampon joué par la monnaie, d'après laquelle on s'attendrait à ce qu'un excédent de monnaie pousse les dépenses à la hausse. L'effet des écarts monétaires sur les taux d'intérêt est négatif et toujours statistiquement significatif. Il pourrait s'agir là d'un effet de liquidité, une offre excédentaire de monnaie exerçant des pressions à la baisse sur les taux de rendement.

Le Tableau 4 présente des estimations de la demande de monnaie à long terme qui sont similaires pour différentes définitions de la monnaie au sens large et où les valeurs des coefficients sont compatibles avec la théorie économique[13].

---

13. Lorsqu'on tient compte des gains et des pertes en capital dans la valeur des fonds communs de placement, les estimations de la demande de monnaie à long terme sont analogues à celles du Tableau 4.

Tableau 4
Estimation sous contrainte de la demande de monnaie à long terme
Période d'estimation : 1970T1-1998T4

Variables	Ordre du MVCE[a]	1[er] vecteur de cointégration	Poids correspondants	N[bre] de vecteurs de cointégration[b]
$rM2,y,i^c$	4	[1 –1,39 0,022]	[–0,02* –0,03* –25,7*]	1
$rM2P,y,i^c$	4	[1 –1,54 0,022]	[–0,03* –0,02* –23,8*]	1
$rM2PFIQ,y,i^c$	4	[1 –1,64 0,020]	[–0,05* –0,02 –25,0*]	1
$rM2PALLQ,y,i^c$	4	[1 –1,84 0,040]	[–0,05* –0,02 –18,9*]	1
$rM2P_corr,y,i^c$	4	[1 –1,47 0,015]	[–0,06* 0,03 –26,7*]	1
$rM2PP_corr,y,i^c$	4	[1 –1,70 0,032]	[–0,05* 0,00 –29,7*]	1
$rM2PP,y,i^c$	4	[1 –1,71 0,023]	[–0,02 –0,02 –28,3*]	1
$rM2PPFIQ,y,i^c$	4	[1 –1,73 0,017]	[–0,05* 0,01 –29,2*]	1
$rM2PPALLQ,y,i^c$	4	[1 –1,82 0,020]	[–0,06* 0,02 –30,1*]	1
$rM3\beta,y,i^c$	4	[1 –1,63 0,026]	[–0,08* –0,02 –22,1*]	1
$rLL\beta,y,i^c$	4	[1 –1,73 0,019]	[–0,11* –0,01 –29,2*]	1
$rM5,y,i^c$	4	[1 –1,57 0,029]	[–0,07* –0,03 –23,0*]	1

Nota : Pour les agrégats *r*M2PP à *r*M5, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.
a. Choisi d'après le critère de l'erreur de prédiction finale d'Akaike
b. Selon la trace et la statistique λ max de Johansen-Juselius
* Valeur significative au seuil de 5 %

5 La stabilité de la demande de monnaie à long terme

Aux États-Unis, certains économistes soutiennent que la monnaie ne constitue plus une variable utile pour les autorités monétaires. C'est le cas, par exemple, d'Estrella et Mishkin (1996) :

> Depuis les années 1980, ceux qui attribuent un rôle central aux agrégats monétaires ont vu se détériorer les relations habituelles entre la monnaie et les cibles de politique monétaire [...] (p. 1)
>
> Force nous est donc de conclure que les agrégats monétaires, la base monétaire et M2 en particulier ne recèlent plus de renseignements très utiles du point de vue de la conduite de la politique monétaire. Peu importe l'utilité qu'ils ont pu avoir de ce point de vue par le passé, ils ne semblent pas fournir une information adéquate et cohérente, à l'heure actuelle, aux États-Unis. (p. 28) [Traduction]

Il n'est donc pas inutile de voir si la demande à long terme de monnaie au sens large et ses propriétés d'indicateur avancé paraissent stables au Canada

ou si l'on y a observé la même détérioration qu'aux États-Unis durant les années 1980. Nous nous pencherons ici sur la stabilité des fonctions de demande à long terme de monnaie au sens large.

Au Tableau 5, la période étudiée est divisée en deux sous-échantillons, dont l'un va du premier trimestre de 1970 au dernier trimestre de 1984, et l'autre, du premier trimestre de 1982 au quatrième trimestre de 1998. À l'exception de M2, de LLβ, de M5 et peut-être de M2PALLQ, les fonctions de demande à long terme semblent relativement stables pour les deux sous-échantillons[14].

Cette stabilité est surprenante d'un certain point de vue puisque nous savons que, les dernières années, la baisse de l'importance relative des dépôts inclus dans M2P au profit des fonds communs de placement a entraîné un ralentissement très sensible de la croissance de cet agrégat. Or, cette évolution ne se manifeste pas par une instabilité de la demande de M2P et de M2 selon les résultats présentés. Il se pourrait que le changement en question soit trop récent pour avoir exercé une influence marquée sur la stabilité perçue ou encore qu'il ne soit pas assez prononcé pour se traduire par des différences notables dans la fonction de demande de monnaie à long terme. De toute façon, ces déplacements de fonds se trouvent entièrement pris en compte dans les agrégats plus larges tels que M2P_corr et M2PP_corr.

Le Tableau 6 présente les estimations de la demande de monnaie à long terme obtenues pour tout l'échantillon au moyen d'un MVCE d'ordre 3. Les résultats permettent d'évaluer la sensibilité du modèle sous-jacent aux changements de l'ordre d'intégration. L'obtention d'estimations très différentes de la demande de monnaie à long terme témoignerait du caractère instable du modèle. On constate au Tableau 6 que le modèle n'est pas du tout sensible au changement de ce paramètre.

Dans l'ensemble, les fonctions de demande de monnaie à long terme paraissent stables. Les résultats de l'estimation ne varient guère lorsqu'on passe d'un sous-échantillon à l'autre ou que l'on modifie l'ordre du MVCE. Ils sont peu sensibles également aux différentes définitions de la monnaie au sens large. Rien n'indique que les changements de la vitesse de circulation de la monnaie ou les innovations financières aient nui à la stabilité de la demande de monnaie à long terme, lorsque l'on considère la plupart des mesures de la monnaie au sens large, depuis les années 1980. Contrairement à ce qui se produit pour les agrégats plus étroits comme M1, aucune variable muette ni variable de déplacement n'est nécessaire pour obtenir une fonction de demande à long terme qui soit stable par ailleurs; visiblement, les

14. Des tests de Chow ne permettent pas de détecter de points de rupture dans les fonctions de demande sur la totalité de l'échantillon, sauf pour M2.

Tableau 5

Estimation de la demande de monnaie à long terme sur deux sous-échantillons

	1970T1-1984T4		1982T1-1998T4[a]	
Variables	Vecteurs de cointégration	Coefficients de pondération	Vecteurs de cointégration	Coefficients de pondération
$rM2,y,i^c$	[1 –0,82 –0,045]	[0,00 0,05 25,7]	[1 –1,35 0,027]	[–0,01 –0,01 –49,6]
$rM2P,y,i^c$	[1 –1,78 0,024]	[–0,07 –0,06 –21,8]	[1 –1,54 0,025]	[–0,02 –0,01 -51,4]
$rM2PFIQ,y,i^c$	[1 –1,78 0,023]	[–0,08 –0,06 –21,7]	[1 –1,77 0,025]	[–0,01 0,00 -51,4]
$rM2PALLQ,y,i^c$	[1 –1,78 0,022]	[–0,08 –0,06 –21,5]	[1 –2,14 0,038]	[–0,03 0,00 –47,8]
$rM2P_corr,y,i^c$	[1 –1,53 0,010]	[–0,10 0,04 -2,7]	[1 –1,57 0,021]	[–0,05 0,00 -38,8]
$rM2PP_corr,y,i^c$	[1 –1,80 0,022]	[–0,10 0,04 -3,7]	[1 –1,70 0,048]	[–0,01 0,00 -59,5]
$rM2PP,y,i^c$	[1 –1,80 0,022]	[–0,07 0,00 –21,2]	[1 –1,84 0,034]	[–0,05 –0,01 –47,5]
$rM2PPFIQ,y,i^c$	[1 –1,71 0,017]	[–0,06 0,04 –15,4]	[1 –1,84 0,034]	[–0,02 –0,02 -35,6]
$rM2PPALLQ,y,i^c$	[1 –1,72 0,017]	[–0,06 0,04 –15,6]	[1 –1,95 0,036]	[–0,09 –0,01 –47,7]
$rM3\beta,y,i^c$	[1 –1,67 0,013]	[–0,15 –0,03 –16,6]	[1 –1,47 0,037]	[–0,07 –0,02 -25,3]
$rLL\beta,y,i^c$	[1 –1,70 0,019]	[–0,15 –0,02 –15,6]	[1 –2,82 –0,026]	[–0,02 0,05 21,0]
$rM5,y,i^c$	[1 –1,73 0,042]	[–0,05 –0,04 –14,3]	[1 –2,71 0,00]	[–0,04 0,04 12,6]

a. Pour les agrégats *r*M2PP à *r*M5, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.

Tableau 6
Estimation sous contrainte de la demande de monnaie à long terme
Période d'estimation : 1970T1-1998T4

Variables	Ordre du MVCE[a]	1[er] vecteur de cointégration	Poids correspondants	N[bre] de vecteurs de cointégration[b]
$rM2,y,i^c$	3	[1 –1,39 0,023]	[–0,02* –0,03* –25,7*]	1
$rM2P,y,i^c$	3	[1 –1,54 0,022]	[–0,03* –0,02* –22,0*]	1
$rM2PFIQ,y,i^c$	3	[1 –1,64 0,020]	[–0,05* –0,02 –25,0*]	1
$rM2PALLQ,y,i^c$	3	[1 –1,84 0,039]	[–0,05* –0,02 –19,0*]	1
$rM2P_corr,y,i^c$	3	[1 –1,46 0,015]	[–0,06* 0,00 –26,7*]	1
$rM2PP_corr,y,i^c$	3	[1 –1,70 0,032]	[–0,05* 0,00 –17,9*]	1
$rM2PP,y,i^c$	3	[1 –1,71 0,023]	[–0,02 –0,02 –28,3*]	1
$rM2PPFIQ,y,i^c$	3	[1 –1,73 0,017]	[–0,05* 0,01 –29,2*]	1
$rM2PPALLQ,y,i^c$	3	[1 –1,82 0,020]	[–0,06* 0,02 –30,9*]	1
$rM3\beta,y,i^c$	3	[1 –1,63 0,026]	[–0,08* –0,02 –22,1*]	1
$rLL\beta,y,i^c$	3	[1 –1,73 0,019]	[–0,11* –0,01 –29,2*]	1
$rM5,y,i^c$	3	[1 –1,57 0,029]	[–0,07* –0,03 –23,0*]	1

Nota : Pour les agrégats *r*M2PP à *r*M5, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.
a. Choisi d'après le critère de l'erreur de prédiction finale d'Akaike
b. Selon la trace et la statistique λ max de Johansen-Juselius
* Valeur significative au seuil de 5 %

transferts de fonds attribuables aux innovations financières qui se sont répercutés sur M1 se sont trouvés facilement englobés dans les agrégats plus larges. Il ne faudrait pas en déduire forcément que la dynamique relative à la demande de monnaie à long terme est stable, mais les prévisions hors échantillon examinées dans la section 8 donnent une bonne idée de la stabilité de cette dynamique.

6 L'effet de la monnaie au sens large sur les prix

Les résultats de l'estimation par la méthode de Johansen-Juselius qui sont reproduits au Tableau 4 indiquent que la monnaie au sens large exerce une incidence significative sur les encaisses réelles. Toutefois, ils ne permettent pas de dire si cette incidence est due au fait que le stock de monnaie diminue ou que les prix augmentent (ou les deux) en réaction à un écart monétaire. La présente section traite plus précisément de l'effet de la monnaie au sens large sur les prix.

Le MVCE dont il est question au Tableau 4 contient une équation exprimant les encaisses réelles sous la forme

$$A(L)\Delta(m-p) = C(L)\Delta y + D(L)\Delta i^c + E\acute{e}cartm + G(i^o - i^c). \quad (2)$$

Le Tableau 7 présente les estimations d'une équation de prix de forme analogue :

$$A1(L)\Delta p = A2(L)\Delta m + C^1(L)\Delta y + D^1(L)\Delta i^c + E^1 écartm + Fécarty + G(i^o - i^c). \quad (3)$$

L'équation (3) décompose les encaisses réelles en leurs parties constituantes, les prix et la monnaie, et englobe en outre un écart de production. Les données relatives à ce dernier proviennent du Modèle trimestriel de prévision (MTP) de la Banque du Canada. L'écart de taux d'intérêt — soit l'écart entre la variable représentant le taux de rendement propre de la monnaie au sens large et le taux concurrent — est également inclus dans les équations (2) et (3), afin de tenir compte du fait que le taux propre a été omis dans le calcul de l'écart monétaire. En d'autres termes, si la demande de monnaie dépend de la production, du taux de rendement propre et du taux de rendement concurrent, le MVCE complet contient deux vecteurs de cointégration : l'un qui peut être obtenu en appliquant la méthode de Johansen-Juselius aux encaisses réelles, à la production et au taux d'intérêt concurrent, et l'autre qui correspond à l'écart de taux d'intérêt[15]. Du point de vue économique, l'écart de taux d'intérêt peut exercer une influence tant par son effet sur la demande de monnaie à long terme qu'en raison de facteurs à l'œuvre du côté de l'offre. Cet écart peut en effet être considéré comme représentant de manière approchée la marge d'intermédiation des banques (l'une des composantes du taux concurrent est le taux des obligations d'État). Quand le taux pratiqué sur les dépôts augmente par rapport aux autres taux de rendement, il se peut que les banques cherchent des moyens autres que les modifications du taux d'intérêt pour orienter leur clientèle vers des produits plus rentables, par exemple en majorant les frais

15. En s'inspirant de la note 12, on peut décrire les deux vecteurs structurels de cointégration sous la forme suivante :

$$rm - a_1 y + a_5 i^c - a_3 di,$$

où $di = i^o - i^c$, $a_5 = a_4 - a_3$ et $a_2 = 0$.

Si l'on utilise le même argument que dans la note 12, tous les paramètres du premier vecteur structurel de cointégration sont identifiés à l'exception de a_3, le coefficient de l'écart de taux d'intérêt. Étant donné qu'il s'agit d'une variable intégrée d'ordre 0, on peut la laisser tomber, les autres paramètres pouvant être estimés de manière convergente dans le système à trois variables. Par contre, dans le MVCE ou dans toute équation dynamique du genre de l'équation (2), le second vecteur de cointégration du système doit être réincorporé, non seulement parce qu'il peut constituer une variable importante en soi, mais aussi parce qu'il peut se révéler nécessaire pour déterminer le caractère significatif de l'écart monétaire.

On pourrait aussi ajouter à l'équation (3) les variations retardées de l'écart de taux d'intérêt. Ces variations ne se sont toutefois pas révélées significatives et elles entraînaient un moins bon ajustement de l'équation.

Tableau 7
Équations de prix

	1970T1-1998T4			1970T1-1984T4			1982T1-1998T4[a]		
	$E^1 = 0$		$E^1, A2(l) = 0$	$E^1 = 0$		$E^1, A2(l) = 0$	$E^1 = 0$		$E^1, A2(l) = 0$
	Coefficient	**Statistique t**	**Seuil de signification (%)**	**Coefficient**	**Statistique t**	**Seuil de signification (%)**	**Coefficient**	**Statistique t**	**Seuil de signification (%)**
M2	0,012	1,7	4,0	0,016	1,5	22,9	0,020	1,8	43,9
M2P	0,015	2,2	2,2	0,017	1,0	25,1	0,024	1,8	39,0
M2PFIQ	0,024	2,9	0,7	0,018	1,1	24,5	0,033	2,4	18,5
M2PALLQ	0,019	3,0	0,9	0,019	1,1	24,1	0,032	2,9	7,0
M2P_corr	0,028	2,4	4,7	0,051	2,1	3,5	0,031	1,8	32,2
M2PP_corr	0,030	3,2	1,3	0,050	2,1	3,4	0,041	2,9	7,8
M2PP	0,009	0,9	59,3	0,021	1,4	36,0	0,022	1,9	39,4
M2PPFIQ	0,021	1,5	17,7	0,038	2,0	2,3	0,027	1,7	47,6
M2PPALLQ	0,023	1,6	17,3	0,038	2,0	2,3	0,027	1,7	50,8
M3β	0,016	2,0	31,6	0,010	0,6	68,87	0,013	1,0	75,2
LLβ	0,024	2,2	22,5	0,011	0,7	73,7	0,057	2,4	21,3
M5	0,012	1,7	9,9	0,019	0,3	40,7	0,065	4,3	0,2

Nota : Les zones ombrées correspondent aux modèles pour lesquels la statistique t est significativement différente de zéro.
a. Pour les agrégats M2PP à M5, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.

Tableau 7
Équations de prix

	1970T1-1998T4			1970T1-1984T4			1982T1-1998T4[a]		
	$E^1 = 0$		$E^1, A2(l) = 0$	$E^1 = 0$		$E^1, A2(l) = 0$	$E^1 = 0$		$E^1, A2(l) = 0$
	Coefficient	Statistique t	Seuil de signification (%)	Coefficient	Statistique t	Seuil de signification (%)	Coefficient	Statistique t	Seuil de signification (%)
M2	0,012	1,7	4,0	0,016	1,5	22,9	0,020	1,8	43,9
M2P	0,015	2,2	2,2	0,017	1,0	25,1	0,024	1,8	39,0
M2PFIQ	0,024	2,9	0,7	0,018	1,1	24,5	0,033	2,4	18,5
M2PALLQ	0,019	3,0	0,9	0,019	1,1	24,1	0,032	2,9	7,0
M2P_corr	0,028	2,4	4,7	0,051	2,1	3,5	0,031	1,8	32,2
M2PP_corr	0,030	3,2	1,3	0,050	2,1	3,4	0,041	2,9	7,8
M2PP	0,009	0,9	59,3	0,021	1,4	36,0	0,022	1,9	39,4
M2PPFIQ	0,021	1,5	17,7	0,038	2,0	2,3	0,027	1,7	47,6
M2PPALLQ	0,023	1,6	17,3	0,038	2,0	2,3	0,027	1,7	50,8
M3β	0,016	2,0	31,6	0,010	0,6	68,87	0,013	1,0	75,2
LLβ	0,024	2,2	22,5	0,011	0,7	73,7	0,057	2,4	21,3
M5	0,012	1,7	9,9	0,019	0,3	40,7	0,065	4,3	0,2

Nota : Les zones ombrées correspondent aux modèles pour lesquels la statistique t est significativement différente de zéro.
a. Pour les agrégats M2PP à M5, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.

de service. Lorsque cet écart de taux d'intérêt est prononcé, la rentabilité des banques se trouve diminuée, ce qui influe sur leur bilan et se répercute peut-être sur les dépôts bancaires.

En vérifiant si $E^1 > 0$, on peut déterminer si les écarts monétaires jouent un rôle dans le processus d'inflation. Pour voir si la monnaie au sens large influe sur l'inflation par l'entremise de la croissance monétaire ou des écarts monétaires, on testera plutôt les égalités $E^1 = 0$ et $A2(L) = 0$. L'écart de production figure dans l'équation (3) parce qu'il fait partie d'un modèle concurrent de détermination des prix. L'insertion de l'écart de production dans ce modèle permet d'établir si la monnaie a une influence même après qu'on a pris en compte l'effet de l'écart de production.

Le Tableau 7 présente les estimations de l'équation (3) sur la totalité de l'échantillon et les deux sous-échantillons retenus (1970T1-1984T4 et 1982T1-1998T4). Lorsqu'on considère la totalité de l'échantillon, on constate que la plupart des agrégats au sens large contribuent de manière significative à l'inflation. Les résultats sont moins clairs dans les deux sous-échantillons. Dans le premier, seuls quelques agrégats contribuent de façon significative à l'inflation; au cours des années 1980 et 1990, où la variance de l'inflation est beaucoup plus faible, presque tous les agrégats le font. D'après l'ensemble des résultats, on doit conclure que la monnaie au sens large contribue à l'inflation.

7 Estimation sous contrainte des équations de prix

Les tests ADF du Tableau 2 indiquent que le niveau des prix est tout juste intégré d'ordre 2 et que plusieurs agrégats monétaires semblent aussi de type I(2). L'effet produit sur l'équation de prix peut être observé en prenant pour exemple la version suivante, de forme très simple et d'ordre 1, de l'équation (3) :

$$\Delta p_t = a\Delta p_{t-1} + b\Delta m_{t-1} + c\Delta y_{t-1} + d\Delta i_{t-1} + e\acute{E}CARTM_{t-1} + f\acute{E}CARTY_{t-1} + g(i^o - i^c)_{t-1} + u_t \tag{4}$$

Cette équation peut également s'écrire comme suit :

$$\Delta p_t - \Delta p_{t-1} = (a+b-1)\Delta p_{t-1} + b(\Delta m_{t-1} - \Delta p_{t-1}) + c\Delta y_{t-1} + d\Delta i_{t-1} + e\acute{E}CARTM_{t-1} + f\acute{E}CARTY_{t-1} + g(i^o - i^c)_{t-1} + u_t. \tag{5}$$

Dans l'équation (5), toutes les variables sont stationnaires, à l'exception de celle qui représente les variations retardées des prix si ces derniers sont

intégrés d'ordre 2. En imposant la restriction $a + b = 1$, on se trouve à éliminer cette variable de l'équation (5).

Dans le cas général plutôt que dans le système de premier ordre correspondant à l'équation (5), cette restriction revient à imposer l'égalité $A1(1) + A2(1) = 1$. Lorsque cette restriction est juste, il devrait normalement y avoir peu de différence entre les estimations sans contrainte et sous contrainte.

Les estimations obtenues en présence de cette restriction sont présentées au Tableau 8. Là encore, si l'on examine la totalité de l'échantillon, la plupart des agrégats larges contribuent sensiblement à l'inflation. Il en va de même dans le premier sous-échantillon. Dans le second, par contre, aucun des agrégats larges, dans la version estimée sous contrainte, n'est significatif. Cela est probablement dû au fait que, au cours de la deuxième sous-période, le processus d'inflation a changé, c'est-à-dire qu'il ne présente plus de racine unitaire[16]. Si, par exemple, les agents économiques tenaient compte, dans la formation de leurs attentes, des cibles fixées en matière d'inflation au Canada, la somme des coefficients de la monnaie et des prix retardés serait inférieure à l'unité. Si ce résultat se vérifiait, il ne serait pas nécessaire d'imposer la restriction, et les résultats du Tableau 7, obtenus sans contrainte, seraient valables. Il semble bien que l'imposition de la contrainte ne soit pas appropriée pour la deuxième sous-période puisque l'écart de production, qui présente une relation fiable avec l'inflation future, devient lui aussi non significatif dans l'équation de prix pour ce sous-échantillon. Par conséquent, le fait que la monnaie au sens large ne permette pas de prévoir l'inflation au cours de la deuxième sous-période signifie probablement non pas qu'elle véhicule moins d'information, mais plutôt que la restriction n'est pas appropriée pour cette sous-période. Lorsque la contrainte est levée, la monnaie au sens large aide de nouveau à prévoir l'inflation pendant les années 1980 et 1990.

8 Utilisation de MVCE récursifs

Le recours à des MVCE récursifs permet de reproduire l'efficacité avec laquelle les prévisionnistes auraient prédit l'inflation s'ils s'étaient servis d'un MVCE pour estimer la demande de monnaie à long terme, afin de prévoir ensuite l'inflation. À la différence de la méthode appliquée à un échantillon, qui permet d'évaluer l'importance du rôle de la monnaie au moyen d'une équation unique comme l'équation (3), le recours à un MVCE récursif repose sur l'évaluation de prévisions hors échantillon, de sorte que

16. L'existence d'une racine unitaire dans le processus d'inflation est rejetée dans les tests menés pour cette sous-période.

Tableau 8
Estimation sous contrainte des équations de prix

	1970T1-1998T4[a]			1970T1-1984T4			1982T1-1998T4[a]		
	$E^1 = 0$		$E^1, A2(l) = 0$	$E^1 = 0$		$E^1, A2(l) = 0$	$E^1 = 0$		$E^1, A2(l) = 0$
	Coefficient	Statistique t	Seuil de signification (%)	Coefficient	Statistique t	Seuil de signification (%)	Coefficient	Statistique t	Seuil de signification (%)
M2	0,001	0,3	6,2	0,015	1,2	4,9	0,000	0,0	82,6
M2P	0,006	0,9	6,6	0,024	1,4	3,3	0,000	0,0	84,2
M2PFIQ	0,015	1,8	1,9	0,025	1,5	3,3	0,003	0,3	69,4
M2PALLQ	0,014	2,1	0,5	0,027	1,5	3,1	0,011	1,1	32,2
M2P_corr	0,024	2,0	8,3	0,060	2,4	0,5	–0,007	–0,4	84,9
M2PP_corr	0,019	2,0	2,0	0,060	2,4	0,5	0,008	0,6	42,8
M2PP	0,001	0,1	76,0	0,027	1,8	2,3	–0,005	–0,5	90,9
M2PPFIQ	0,020	1,4	19,4	0,048	2,7	0,1	–0,006	–0,5	94,5
M2PPALLQ	0,031	2,3	2,6	0,047	2,7	0,1	–0,003	–0,2	97,3
M3β	0,015	1,7	22,7	0,021	1,2	62,7	0,018	1,3	52,0
LLβ	0,023	2,1	13,2	0,027	1,5	47,3	–0,010	–0,7	70,0
M5	0,010	1,4	3,3	0,004	0,5	26,8	0,005	0,5	34,1

Nota : Les zones ombrées correspondent aux modèles pour lesquels la statistique t est significativement différente de zéro.
a. Pour les agrégats M2PP à M5, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.

Tableau 8
Estimation sous contrainte des équations de prix

	1970T1-1998T4[a]			1970T1-1984T4			1982T1-1998T4[a]		
	$E^1 = 0$		$E^1, A2(l) = 0$	$E^1 = 0$		$E^1, A2(l) = 0$	$E^1 = 0$		$E^1, A2(l) = 0$
	Coefficient	Statistique t	Seuil de signification (%)	Coefficient	Statistique t	Seuil de signification (%)	Coefficient	Statistique t	Seuil de signification (%)
M2	0,001	0,3	6,2	0,015	1,2	4,9	0,000	0,0	82,6
M2P	0,006	0,9	6,6	0,024	1,4	3,3	0,000	0,0	84,2
M2PFIQ	0,015	1,8	1,9	0,025	1,5	3,3	0,003	0,3	69,4
M2PALLQ	0,014	2,1	0,5	0,027	1,5	3,1	0,011	1,1	32,2
M2P_corr	0,024	2,0	8,3	0,060	2,4	0,5	–0,007	–0,4	84,9
M2PP_corr	0,019	2,0	2,0	0,060	2,4	0,5	0,008	0,6	42,8
M2PP	0,001	0,1	76,0	0,027	1,8	2,3	–0,005	–0,5	90,9
M2PPFIQ	0,020	1,4	19,4	0,048	2,7	0,1	–0,006	–0,5	94,5
M2PPALLQ	0,031	2,3	2,6	0,047	2,7	0,1	–0,003	–0,2	97,3
M3β	0,015	1,7	22,7	0,021	1,2	62,7	0,018	1,3	52,0
LLβ	0,023	2,1	13,2	0,027	1,5	47,3	–0,010	–0,7	70,0
M5	0,010	1,4	3,3	0,004	0,5	26,8	0,005	0,5	34,1

Nota : Les zones ombrées correspondent aux modèles pour lesquels la statistique t est significativement différente de zéro.
a. Pour les agrégats M2PP à M5, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.

les résultats peuvent être fort différents. Nous avons donc, dans un premier temps, estimé la demande de monnaie à long terme de la même manière que dans le cas du Tableau 4 pour la période allant du premier trimestre de 1970 au deuxième trimestre de 1974. Les résidus du vecteur obtenu ont été ajoutés à un vecteur autorégressif (VAR) des différences premières de m, p, y et i^c. Des prévisions d'inflation de la forme

$$\frac{400}{k}\Delta_k p \quad k = 1,2,4,8 \tag{6}$$

sont établies pour la période allant du troisième trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1976. Nous calculons les erreurs de prévision correspondantes, puis nous ajoutons à l'échantillon la valeur observée au troisième trimestre de 1974. Nous calculons à nouveau la demande de monnaie à long terme, les prévisions de prix et les erreurs de prévision, et répétons l'opération jusqu'à la dernière observation disponible.

Nous calculons la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (REQM) à quatre horizons différents — un, deux, quatre et huit trimestres. Du point de vue des autorités monétaires, les horizons de quatre et de huit trimestres sont les plus intéressants car il s'agit du délai nécessaire pour que les mesures de politique monétaire exercent un effet sur les prix. Par conséquent, une prévision des prix à l'horizon de quatre ou huit trimestres est utile pour déterminer les mesures à prendre aujourd'hui. Dans le calcul des REQM, nous ne tenons pas compte des 20 premières observations parce qu'elles correspondent à des échantillons comportant très peu de degrés de liberté et, par conséquent, à des prévisions qui risquent de ne pas être fiables. Pour les résultats allant du premier trimestre de 1970 au quatrième trimestre de 1998, la première période de simulation utilisée pour le calcul des REQM est le deuxième trimestre de 1979.

Nous comparons trois ensembles différents de VAR ou de MVCE. Le premier ensemble, dont la monnaie est entièrement exclue, se compose d'un VAR des différences premières de p, y et i^c. Le deuxième, qui inclut la croissance monétaire, est un VAR des différences premières de m, p, y et i^c. Quant au troisième, il s'agit d'un MVCE englobant à la fois la croissance monétaire et les écarts monétaires, c'est-à-dire un VAR des différences premières de m, p, y et i^c augmenté des résidus de l'estimation de la fonction de demande de monnaie à long terme. Le Tableau 9 présente les estimations obtenues pour l'ensemble de l'échantillon (1970T1-1998T4) et pour les deux sous-échantillons (1970T1-1984T4 et 1982T1-1998T4).

Au lieu d'utiliser le système à quatre variables m, p, y et i^c pour prévoir l'inflation, il pourrait sembler préférable de se servir du système à cinq variables m, p, y, i^c et di pour estimer l'effet de la monnaie sur l'inflation (di représente l'écart de taux d'intérêt utilisé à la section 6). Les

Tableau 9

REQM (en %) des prévisions de l'inflation obtenues au moyen de MVCE récursifs

		Horizon				Horizon				Horizon			
		1	2	4	8	1	2	4	8	1	2	4	8
		1970T1-1998T4				1970T1-1984T4				1982T1-1998T4			
Sans la monnaie		1,94	1,86	1,96	2,26	3,25	3,11	2,96	2,69	1,54	1,43	1,46	2,31
M2	Sans écart monétaire	2,01	1,88	1,70	1,80	3,65	3,41	2,79	2,45	1,63	1,39	1,25	1,03
	Avec écart monétaire	1,97	1,84	1,87	1,95	3,44	3,16	3,05	2,51	1,56	1,33	1,19	1,30
M2P	Sans écart monétaire	2,04	1,94	1,71	1,70	3,75	3,54	2,86	2,39	1,70	1,43	1,27	1,04
	Avec écart monétaire	2,02	1,88	1,82	1,91	3,58	3,28	3,09	2,86	1,64	1,39	1,24	1,38
M2PFIQ	Sans écart monétaire	2,05	1,95	1,73	1,72	3,75	3,53	2,86	2,40	1,68	1,43	1,25	1,15
	Avec écart monétaire	2,05	1,91	1,86	1,96	3,58	3,27	3,08	2,87	1,37	1,40	1,24	1,49
M2PALLQ	Sans écart monétaire	2,06	1,98	1,78	1,89	3,75	3,54	2,86	2,40	1,67	1,40	1,24	1,49
	Avec écart monétaire	2,07	1,96	1,93	2,08	3,59	3,28	3,07	2,86	1,72	1,53	1,39	1,71
M2P_corr	Sans écart monétaire	1,94	1,83	1,61	1,64	3,48	3,33	2,94	2,69	1,70	1,43	1,12	1,08
	Avec écart monétaire	1,98	1,80	1,64	1,52	3,33	2,93	2,46	1,49	1,63	1,37	1,07	1,20
M2PP_corr	Sans écart monétaire	1,94	1,86	1,96	2,26	3,48	3,33	2,95	2,69	1,74	1,53	1,32	1,33
	Avec écart monétaire	1,95	1,85	1,64	1,72	3,33	2,92	2,46	1,47	1,70	1,52	1,27	1,43
		1970T1-1996T4				1970T1-1984T4				1982T1-1996T4			
Sans la monnaie		2,07	1,96	2,05	2,32	3,25	3,11	2,96	2,69	1,93	1,70	1,69	2,69
M2PP	Sans écart monétaire	2,14	2,06	1,88	1,89	3,63	2,51	2,89	2,28	2,27	1,86	1,78	1,74
	Avec écart monétaire	2,18	2,05	1,94	1,94	3,50	3,46	2,57	1,91	2,07	1,65	1,42	1,46
M2PPFIQ	Sans écart monétaire	2,17	2,07	1,88	1,86	3,44	3,43	2,87	2,24	2,17	1,84	1,71	1,74
	Avec écart monétaire	2,25	2,10	1,99	1,92	3,38	3,06	2,55	1,81	1,98	1,64	1,42	1,50
M2PPALLQ	Sans écart monétaire	2,16	2,07	1,85	1,85	3,43	3,42	2,87	2,25	2,17	1,83	1,67	1,75
	Avec écart monétaire	2,25	2,11	1,99	1,92	3,37	3,05	2,55	1,83	1,97	1,65	1,41	1,52
M3β	Sans écart monétaire	2,06	1,92	1,83	2,08	3,55	3,35	2,94	2,71	2,22	1,83	1,73	1,74
	Avec écart monétaire	2,13	2,01	2,04	2,10	3,28	2,91	2,51	1,99	2,11	1,78	1,62	1,99
LLβ	Sans écart monétaire	2,05	1,90	1,77	1,90	3,56	3,35	2,90	2,64	2,24	1,85	1,65	1,60
	Avec écart monétaire	2,12	1,99	1,97	1,98	3,29	2,92	2,52	2,02	2,15	1,81	1,54	1,85
M5	Sans écart monétaire	2,01	1,82	1,63	1,86	3,44	3,16	2,63	2,19	2,21	1,76	1,61	1,62
	Avec écart monétaire	2,07	1,90	1,87	1,95	3,26	2,89	2,59	1,85	2,13	1,75	1,51	2,01

Nota : Les zones ombrées correspondent aux modèles dont la REQM est inférieure à celle du modèle de référence (sans la monnaie).

Tableau 9

REQM (en %) des prévisions de l'inflation obtenues au moyen de MVCE récursifs

		Horizon				Horizon				Horizon			
		1	2	4	8	1	2	4	8	1	2	4	8
		1970T1-1998T4				1970T1-1984T4				1982T1-1998T4			
Sans la monnaie		1,94	1,86	1,96	2,26	3,25	3,11	2,96	2,69	1,54	1,43	1,46	2,31
M2	Sans écart monétaire	2,01	1,88	1,70	1,80	3,65	3,41	2,79	2,45	1,63	1,39	1,25	1,03
	Avec écart monétaire	1,97	1,84	1,87	1,95	3,44	3,16	3,05	2,51	1,56	1,33	1,19	1,30
M2P	Sans écart monétaire	2,04	1,94	1,71	1,70	3,75	3,54	2,86	2,39	1,70	1,43	1,27	1,04
	Avec écart monétaire	2,02	1,88	1,82	1,91	3,58	3,28	3,09	2,86	1,64	1,39	1,24	1,38
M2PFIQ	Sans écart monétaire	2,05	1,95	1,73	1,72	3,75	3,53	2,86	2,40	1,68	1,43	1,25	1,15
	Avec écart monétaire	2,05	1,91	1,86	1,96	3,58	3,27	3,08	2,87	1,37	1,40	1,24	1,49
M2PALLQ	Sans écart monétaire	2,06	1,98	1,78	1,89	3,75	3,54	2,86	2,40	1,67	1,40	1,24	1,49
	Avec écart monétaire	2,07	1,96	1,93	2,08	3,59	3,28	3,07	2,86	1,72	1,53	1,39	1,71
M2P_corr	Sans écart monétaire	1,94	1,83	1,61	1,64	3,48	3,33	2,94	2,69	1,70	1,43	1,12	1,08
	Avec écart monétaire	1,98	1,80	1,64	1,52	3,33	2,93	2,46	1,49	1,63	1,37	1,07	1,20
M2PP_corr	Sans écart monétaire	1,94	1,86	1,96	2,26	3,48	3,33	2,95	2,69	1,74	1,53	1,32	1,33
	Avec écart monétaire	1,95	1,85	1,64	1,72	3,33	2,92	2,46	1,47	1,70	1,52	1,27	1,43
		1970T1-1996T4				1970T1-1984T4				1982T1-1996T4			
Sans la monnaie		2,07	1,96	2,05	2,32	3,25	3,11	2,96	2,69	1,93	1,70	1,69	2,69
M2PP	Sans écart monétaire	2,14	2,06	1,88	1,89	3,63	2,51	2,89	2,28	2,27	1,86	1,78	1,74
	Avec écart monétaire	2,18	2,05	1,94	1,94	3,50	3,46	2,57	1,91	2,07	1,65	1,42	1,46
M2PPFIQ	Sans écart monétaire	2,17	2,07	1,88	1,86	3,44	3,43	2,87	2,24	2,17	1,84	1,71	1,74
	Avec écart monétaire	2,25	2,10	1,99	1,92	3,38	3,06	2,55	1,81	1,98	1,64	1,42	1,50
M2PPALLQ	Sans écart monétaire	2,16	2,07	1,85	1,85	3,43	3,42	2,87	2,25	2,17	1,83	1,67	1,75
	Avec écart monétaire	2,25	2,11	1,99	1,92	3,37	3,05	2,55	1,83	1,97	1,65	1,41	1,52
M3β	Sans écart monétaire	2,06	1,92	1,83	2,08	3,55	3,35	2,94	2,71	2,22	1,83	1,73	1,74
	Avec écart monétaire	2,13	2,01	2,04	2,10	3,28	2,91	2,51	1,99	2,11	1,78	1,62	1,99
LLβ	Sans écart monétaire	2,05	1,90	1,77	1,90	3,56	3,35	2,90	2,64	2,24	1,85	1,65	1,60
	Avec écart monétaire	2,12	1,99	1,97	1,98	3,29	2,92	2,52	2,02	2,15	1,81	1,54	1,85
M5	Sans écart monétaire	2,01	1,82	1,63	1,86	3,44	3,16	2,63	2,19	2,21	1,76	1,61	1,62
	Avec écart monétaire	2,07	1,90	1,87	1,95	3,26	2,89	2,59	1,85	2,13	1,75	1,51	2,01

Nota : Les zones ombrées correspondent aux modèles dont la REQM est inférieure à celle du modèle de référence (sans la monnaie).

arguments que nous avions invoqués précédemment à l'appui de l'inclusion de l'écart de taux d'intérêt s'appliquent aussi aux prévisions hors échantillon faites à l'aide d'un MVCE. Toutefois, les prévisions de l'inflation établies au moyen du système à cinq variables se sont avérées dans tous les cas moins justes que celles tirées du modèle à quatre variables (sans l'écart de taux d'intérêt). Nous ne présenterons donc ici que les résultats obtenus à l'aide du système plus parcimonieux à quatre variables.

Sur l'ensemble de la période d'estimation (voir Tableau 9), l'inclusion de la monnaie au sens large aurait entraîné une diminution des erreurs de prévision de l'inflation aux horizons de quatre et de huit trimestres, peu importe la définition de la monnaie utilisée. Des réductions allant de 20 à 30 % ont été obtenues. Aux horizons de prévision plus rapprochés, l'addition de M2P_corr et M2PP_corr contribue à réduire les erreurs de prévision de l'inflation; il en va également ainsi des agrégats plus larges M3β, LLβ et M5. Au cours de la sous-période 1970T1-1984T4, les erreurs de prévision aux horizons de quatre et de huit trimestres sont moins élevées dans le cas de toutes les mesures de la monnaie au sens large, de même qu'à l'horizon de deux trimestres dans le cas de M2P_corr, de M2PP_corr et des agrégats plus larges. En ce qui concerne la sous-période 1982T1-1996T4, la monnaie au sens large joue de nouveau un rôle important quatre et huit trimestres à l'avance pour tous les agrégats, de même que deux trimestres à l'avance pour certaines des mesures les plus étroites de la monnaie au sens large. En un mot, la prise en considération de l'évolution de la monnaie au sens large aide à réduire les erreurs de prévision de l'inflation, tout particulièrement aux horizons de quatre et de huit trimestres pour toutes les mesures de la monnaie et aussi bien pour les deux sous-échantillons que pour l'ensemble de la période d'estimation.

Comme dans le cas des équations de prix estimées au Tableau 8, nous imposons ensuite des contraintes à la dynamique à court terme des VAR et des MVCE afin de tenir compte de la possibilité que certaines données ne soient pas stationnaires. Dans les équations de monnaie et de prix, nous fixons à un la somme des coefficients de la monnaie et des prix retardés. Dans les équations de production et de taux d'intérêt, nous stipulons que la somme des effets de la monnaie et des effets des prix doit être égale à zéro. Les estimations obtenues avec ces contraintes sont présentées au Tableau 10. Les résultats sont similaires dans l'ensemble à ceux du Tableau 9, où aucune contrainte ne s'applique. C'est aux horizons de quatre et de huit trimestres que la monnaie au sens large produit les meilleurs résultats. Ces derniers indiquent aussi que, contrairement à ce qui a été affirmé pour les États-Unis (voir Estrella et Mishkin, 1996), la monnaie au sens large est restée un indicateur utile de l'inflation au Canada depuis les années 1980.

Tableau 10
REQM (en %) des prévisions de l'inflation obtenues au moyen de MVCE récursifs estimés sous contrainte

		1970T1-1998T4				1970T1-1984T4				1982T1-1998T4			
		Horizon				Horizon				Horizon			
		1	2	4	8	1	2	4	8	1	2	4	8
Sans la monnaie		1,94	1,84	1,87	2,03	3,24	3,08	2,92	2,98	1,54	1,40	1,42	2,22
M2	Sans écart monétaire	2,04	1,95	1,85	1,98	3,65	3,39	2,78	2,63	1,72	1,51	1,47	1,52
	Avec écart monétaire	2,05	1,97	2,06	2,13	3,47	3,26	3,28	2,99	1,65	1,48	1,53	1,56
M2P	Sans écart monétaire	2,04	1,98	1,86	2,03	3,93	3,52	2,83	2,44	1,80	1,58	1,55	1,56
	Avec écart monétaire	2,10	2,03	2,06	2,23	3,63	3,42	3,34	3,15	1,93	1,53	1,55	1,71
M2PFIQ	Sans écart monétaire	2,04	1,97	1,82	1,93	3,93	3,52	2,82	2,46	1,76	1,52	1,41	1,33
	Avec écart monétaire	2,10	2,02	2,04	2,14	3,63	3,41	3,34	3,16	1,41	1,54	1,46	1,54
M2PALLQ	Sans écart monétaire	2,03	1,96	1,78	1,85	3,73	3,52	2,82	2,47	1,72	1,49	1,31	1,11
	Avec écart monétaire	2,09	2,01	2,00	2,07	3,64	3,42	3,34	3,16	1,67	1,44	1,31	1,43
M2P_corr	Sans écart monétaire	1,94	1,84	1,65	1,70	3,46	3,31	2,89	2,59	1,85	1,66	1,57	1,57
	Avec écart monétaire	2,00	1,88	1,71	1,67	3,32	2,95	2,65	2,27	1,81	1,65	1,57	1,68
M2PP_corr	Sans écart monétaire	1,93	1,82	1,58	1,57	3,46	3,31	2,89	2,60	1,78	1,57	1,35	1,19
	Avec écart monétaire	1,98	1,83	1,62	1,53	3,32	2,90	2,66	2,28	1,73	1,54	1,34	1,41
		1970T1-1996T4				1970T1-1984T4				1982T1-1996T4			
Sans la monnaie		2,07	1,94	1,96	2,13	3,24	3,08	2,92	2,98	1,89	1,63	1,59	2,59
M2PP	Sans écart monétaire	2,16	2,12	2,00	1,99	3,61	93,5	2,87	2,10	2,34	1,97	1,87	2,01
	Avec écart monétaire	2,21	2,12	1,98	1,99	3,53	3,24	3,65	2,05	2,12	1,75	1,89	2,35
M2PPFIQ	Sans écart monétaire	2,17	2,09	1,91	1,85	3,44	3,42	2,81	1,93	2,22	1,94	1,78	1,90
	Avec écart monétaire	2,23	2,11	1,91	1,83	3,41	3,19	2,61	1,79	2,06	1,82	1,89	2,34
M2PPALLQ	Sans écart monétaire	2,15	2,05	1,80	1,68	3,43	3,41	2,81	1,92	2,21	1,89	1,57	1,52
	Avec écart monétaire	2,21	2,07	1,81	1,65	3,41	3,20	2,61	1,74	2,09	1,83	1,76	2,10
M3β	Sans écart monétaire	2,05	1,88	1,69	1,67	3,53	3,25	2,67	2,27	2,24	1,82	1,55	1,04
	Avec écart monétaire	2,08	1,93	1,94	2,17	3,40	3,17	3,15	3,52	2,13	1,74	1,49	1,40
LLβ	Sans écart monétaire	2,04	1,87	1,66	1,59	3,53	3,26	2,65	2,16	2,26	1,85	1,52	1,26
	Avec écart monétaire	2,07	1,92	1,90	2,08	3,40	3,19	3,13	3,40	2,13	1,76	1,48	1,48
M5	Sans écart monétaire	2,00	1,78	1,54	1,48	3,42	3,09	2,50	2,09	2,19	1,71	1,35	0,80
	Avec écart monétaire	2,02	1,81	1,76	1,94	3,25	2,95	2,86	3,09	2,11	1,67	1,33	1,10

Nota : Les zones ombrées correspondent aux modèles dont la REQM est inférieure à celle du modèle de référence (sans la monnaie).

Tableau 10

REQM (en %) des prévisions de l'inflation obtenues au moyen de MVCE récursifs estimés sous contrainte

		1970T1-1998T4				1970T1-1984T4				1982T1-1998T4			
		Horizon				Horizon				Horizon			
		1	2	4	8	1	2	4	8	1	2	4	8
Sans la monnaie		1,94	1,84	1,87	2,03	3,24	3,08	2,92	2,98	1,54	1,40	1,42	2,22
M2	Sans écart monétaire	2,04	1,95	1,85	1,98	3,65	3,39	2,78	2,63	1,72	1,51	1,47	1,52
	Avec écart monétaire	2,05	1,97	2,06	2,13	3,47	3,26	3,28	2,99	1,65	1,48	1,53	1,56
M2P	Sans écart monétaire	2,04	1,98	1,86	2,03	3,93	3,52	2,83	2,44	1,80	1,58	1,55	1,56
	Avec écart monétaire	2,10	2,03	2,06	2,23	3,63	3,42	3,34	3,15	1,93	1,53	1,55	1,71
M2PFIQ	Sans écart monétaire	2,04	1,97	1,82	1,93	3,93	3,52	2,82	2,46	1,76	1,52	1,41	1,33
	Avec écart monétaire	2,10	2,02	2,04	2,14	3,63	3,41	3,34	3,16	1,41	1,54	1,46	1,54
M2PALLQ	Sans écart monétaire	2,03	1,96	1,78	1,85	3,73	3,52	2,82	2,47	1,72	1,49	1,31	1,11
	Avec écart monétaire	2,09	2,01	2,00	2,07	3,64	3,42	3,34	3,16	1,67	1,44	1,31	1,43
M2P_corr	Sans écart monétaire	1,94	1,84	1,65	1,70	3,46	3,31	2,89	2,59	1,85	1,66	1,57	1,57
	Avec écart monétaire	2,00	1,88	1,71	1,67	3,32	2,95	2,65	2,27	1,81	1,65	1,57	1,68
M2PP_corr	Sans écart monétaire	1,93	1,82	1,58	1,57	3,46	3,31	2,89	2,60	1,78	1,57	1,35	1,19
	Avec écart monétaire	1,98	1,83	1,62	1,53	3,32	2,90	2,66	2,28	1,73	1,54	1,34	1,41
		1970T1-1996T4				1970T1-1984T4				1982T1-1996T4			
Sans la monnaie		2,07	1,94	1,96	2,13	3,24	3,08	2,92	2,98	1,89	1,63	1,59	2,59
M2PP	Sans écart monétaire	2,16	2,12	2,00	1,99	3,61	93,5	2,87	2,10	2,34	1,97	1,87	2,01
	Avec écart monétaire	2,21	2,12	1,98	1,99	3,53	3,24	3,65	2,05	2,12	1,75	1,89	2,35
M2PPFIQ	Sans écart monétaire	2,17	2,09	1,91	1,85	3,44	3,42	2,81	1,93	2,22	1,94	1,78	1,90
	Avec écart monétaire	2,23	2,11	1,91	1,83	3,41	3,19	2,61	1,79	2,06	1,82	1,89	2,34
M2PPALLQ	Sans écart monétaire	2,15	2,05	1,80	1,68	3,43	3,41	2,81	1,92	2,21	1,89	1,57	1,52
	Avec écart monétaire	2,21	2,07	1,81	1,65	3,41	3,20	2,61	1,74	2,09	1,83	1,76	2,10
M3β	Sans écart monétaire	2,05	1,88	1,69	1,67	3,53	3,25	2,67	2,27	2,24	1,82	1,55	1,04
	Avec écart monétaire	2,08	1,93	1,94	2,17	3,40	3,17	3,15	3,52	2,13	1,74	1,49	1,40
LLβ	Sans écart monétaire	2,04	1,87	1,66	1,59	3,53	3,26	2,65	2,16	2,26	1,85	1,52	1,26
	Avec écart monétaire	2,07	1,92	1,90	2,08	3,40	3,19	3,13	3,40	2,13	1,76	1,48	1,48
M5	Sans écart monétaire	2,00	1,78	1,54	1,48	3,42	3,09	2,50	2,09	2,19	1,71	1,35	0,80
	Avec écart monétaire	2,02	1,81	1,76	1,94	3,25	2,95	2,86	3,09	2,11	1,67	1,33	1,10

Nota : Les zones ombrées correspondent aux modèles dont la REQM est inférieure à celle du modèle de référence (sans la monnaie).

9 La source de l'information véhiculée par la monnaie au sens large

Les résultats évoqués précédemment montrent que la monnaie au sens large aide à prévoir l'inflation même lorsqu'on tient compte de la production et des taux d'intérêt. Cependant, se pourrait-il qu'il en soit ainsi uniquement parce que la monnaie au sens large englobe la monnaie au sens étroit, qui, comme il a été démontré, est un indicateur avancé de l'inflation à long terme? Nous testons cette hypothèse de deux manières dans la présente section : en estimant des MVCE récursifs au moyen d'agrégats monétaires dont la monnaie au sens étroit a été exclue et en comparant les prévisions produites par un MVCE relatif à la monnaie au sens large avec celles obtenues au moyen de la monnaie au sens étroit.

Trois mesures de la monnaie au sens étroit sont envisagées. La première est l'agrégat classique M1[17]; la deuxième est l'agrégat M1_corr, dans lequel les observations récentes de M1 sont corrigées des changements dus aux innovations financières et à l'élimination des réserves obligatoires; la troisième est M1++, qui, outre M1, comprend les dépôts à préavis, transférables ou non par chèque, et qui se trouve ainsi à englober certains des transferts survenus entre M1 et les dépôts à préavis depuis une vingtaine d'années. M1 a été pendant longtemps l'indicateur privilégié de la monnaie au sens étroit aux yeux de la Banque du Canada, mais son instabilité récente a amené celle-ci à s'intéresser à d'autres agrégats étroits, comme M1_corr et M1++.

Comme on le voit bien au Tableau 11, les fonctions de demande de monnaie à long terme ne sont guère modifiées lorsqu'on élimine la monnaie au sens étroit. Les élasticités-revenu ont tendance à être plus élevées, ce qui est normal lorsqu'on exclut une composante inélastique. Le Tableau 12 présente les résultats obtenus au moyen de MVCE récursifs lorsque M1 est retranché de la monnaie au sens large. (Les résultats, qui ne sont pas présentés, sont similaires lorsqu'on exclut M1_corr ou M1++, plutôt que M1, de la monnaie au sens large.) Dans l'ensemble, les REQM sont un peu plus élevées lorsque nous retranchons la monnaie au sens étroit, ce qui porte à croire que la monnaie au sens étroit et la monnaie au sens large aident toutes deux à prévoir l'inflation; cependant, elles n'augmentent pas de façon considérable, ce qui devrait être le cas si le pouvoir prédictif de la monnaie au sens large provenait en totalité de la monnaie au sens étroit. Enfin, lorsqu'on compare les REQM des MVCE récursifs relatifs à M1, à M1_corr et à M1++ avec celles de la monnaie au sens large (Tableau 10) ou celles de

17. M1 se compose de la monnaie hors banques, des comptes de chèques personnels et des comptes courants des entreprises.

Tableau 11
Estimation sous contrainte de la demande à long terme de la monnaie au sens large hors M1_corr — Période d'estimation : 1970T1-1998T4

Variables	Ordre du MVCE	1[er] vecteur de cointégration	Poids correspondants	N[bre] de vecteurs de cointégration[a]
$rM2,y,i^c$	4	[1 −1,88 0,056]	[0,00 −0,01 −11,9*]	1
$rM2P,y,i^c$	4	[1 −1,82 0,042]	[−0,01 −0,02* −14,4*]	1
$rM2PFIQ,y,i^c$	4	[1 −1,90 0,023]	[−0,03* −0,02* −23,8*]	1
$rM2PALLQ,y,i^c$	4	[1 −2,15 0,032]	[−0,04* −0,02 −24,3*]	1
$rM2P_corr,y,i^c$	4	[1 −1,61 0,020]	[−0,03* −0,01 −21,3*]	1
$rM2PP_corr,y,i^c$	4	[1 −1,93 0,023]	[−0,04 0,00 −38,2*]	1
$rM2PP,y,i^c$	4	[1 −2,06 0,041]	[−0,02 −0,01 −15,9*]	1
$rM2PPFIQ,y,i^c$	4	[1 −1,97 0,021]	[−0,02* 0,00 −25,8*]	1
$rM2PPALLQ,y,i^c$	4	[1 −2,07 0,020]	[−0,04* 0,02 −28,9*]	1
$rM3\beta,y,i^c$	4	[1 −1,80 0,023]	[−0,08* −0,02 −22,0*]	1
$rLL\beta,y,i^c$	4	[1 −1,91 0,017]	[−0,11* −0,01 −27,7*]	1
$rM5,y,i^c$	4	[1 −1,70 0,029]	[−0,06* −0,03* −22,4*]	1

Nota : Pour les agrégats *r*M2PP à *r*M5, la période d'estimation se termine au quatrième trimestre de 1996.
a. Selon la trace et la statistique λ max de Johansen-Juselius
b. Choisi d'après le critère de l'erreur de prédiction finale d'Akaike
* Valeur significative au seuil de 5 %

la monnaie au sens large hors M1 ou M1_corr (Tableau 12), on constate que les prévisions de l'inflation obtenues à l'aide de plusieurs des mesures de la monnaie au sens large sont plus précises que celles établies au moyen de la monnaie au sens étroit, et ce, dans le cas de toutes les périodes examinées. Par exemple, sur la totalité de l'échantillon, M2P_corr et M2PP_corr produisent tous deux des REQM plus faibles aux horizons de un, de deux, de quatre et de huit trimestres que n'importe lequel des agrégats étroits examinés ici.

10 Tri des agrégats représentant la monnaie au sens large

Les résultats exposés précédemment montrent qu'un grand nombre des mesures de la monnaie au sens large qui ont été utilisées ici présentent des fonctions de demande de monnaie stables et aident à prévoir l'inflation. Quelques-unes d'entre elles peuvent toutefois être éliminées de la liste des indicateurs utiles aux autorités monétaires parce qu'elles ne satisfont pas à un certain nombre de critères. Par exemple, M3β et LLβ réels sont intégrés d'ordre 2 d'après les résultats, bien que, dans plusieurs cas, ils ne le soient que de façon marginale. Même si les tests de racine unitaire sont peu puissants, de sorte que ces agrégats pourraient en réalité être intégrés

IMPORTANT NOTE CONCERNING THE FOLLOWING PAGES

THE PAGES WHICH FOLLOW HAVE BEEN FILMED TWICE IN ORDER TO OBTAIN THE BEST REPRODUCTIVE QUALITY

USERS SHOULD CONSULT ALL THE PAGES REPRODUCED ON THE FICHE IN ORDER TO OBTAIN A COMPLETE READING OF THE TEXT.

REMARQUE IMPORTANTE CONCERNANT LES PAGES QUI SUIVENT

LES PAGES SUIVANTES ONT ÉTÉ REPRODUITES EN DOUBLE AFIN D'AMÉLIORER LA QUALITÉ DE REPRODUCTION

LES UTILISATEURS DOIVENT CONSULTER TOUTES LES PAGES REPRODUITES SUR LA FICHE AFIN D'OBTENIR LA LECTURE DU TEXTE INTÉGRAL

micromedia
a division of IHS Canada

20 Victoria Street
Toronto, Ontario M5C 2N8
Tel.: (416) 362-5211
Toll Free: 1-800-387-2689
Fax: (416) 362-6161
Email: info@micromedia.on.ca

Tableau 12
REQM (en %) des prévisions de l'inflation obtenues au moyen de MVCE récursifs estimés sous contrainte
Monnaie au sens large hors M1

		Horizon				Horizon				Horizon			
		1	2	4	8	1	2	4	8	1	2	4	8
		1970T1-1998T4				1970T1-1984T4				1982T1-1998T4			
Sans la monnaie		1,94	1,84	1,87	2,03	3,24	3,08	2,92	2,98	1,54	1,40	1,42	2,22
M2	Sans écart monétaire	1,97	1,91	1,94	2,20	3,52	3,42	3,37	3,89	1,77	1,51	1,53	1,69
	Avec écart monétaire	1,96	1,92	2,19	2,50	3,31	3,26	3,78	4,32	1,69	1,51	1,64	1,68
M2P	Sans écart monétaire	2,01	1,94	1,89	2,10	3,59	3,39	3,01	3,21	1,86	1,63	1,64	1,74
	Avec écart monétaire	1,99	1,92	2,12	2,57	3,36	3,18	3,55	4,36	1,80	1,60	1,67	1,81
M2PFIQ	Sans écart monétaire	2,01	1,93	1,85	2,01	3,59	3,39	3,01	3,21	1,81	1,56	1,48	1,48
	Avec écart monétaire	1,99	1,91	2,08	2,50	3,36	3,18	3,54	4,37	1,78	1,55	1,52	1,62
M2PALLQ	Sans écart monétaire	2,00	1,91	1,80	1,92	3,60	3,39	3,01	3,19	1,74	1,50	1,33	1,22
	Avec écart monétaire	1,99	1,89	2,03	2,42	3,37	3,18	3,53	4,37	1,68	1,43	1,32	1,41
M2P_corr	Sans écart monétaire	1,95	1,85	1,72	1,89	3,41	3,23	2,79	2,78	1,86	1,67	1,63	1,72
	Avec écart monétaire	1,96	1,79	1,68	1,83	3,24	2,92	2,74	2,96	1,71	1,64	1,49	1,59
M2PP_corr	Sans écart monétaire	1,93	1,80	1,61	1,71	3,40	3,23	2,79	2,78	1,79	1,57	1,38	1,34
	Avec écart monétaire	1,96	1,79	1,68	1,83	3,24	2,92	2,74	2,93	1,71	1,64	1,49	1,59
		1970T1-1996T4				1970T1-1984T4				1982T1-1996T4			
Sans la monnaie		2,07	1,94	1,96	2,13	3,24	3,08	2,92	2,98	1,89	1,63	1,59	2,59
M2PP	Sans écart monétaire	2,16	2,12	2,02	2,04	3,61	3,43	2,80	2,17	2,31	1,95	1,85	2,05
	Avec écart monétaire	2,20	2,11	2,03	2,11	3,50	3,18	2,66	2,41	2,01	1,69	1,64	1,95
M2PPFIQ	Sans écart monétaire	2,20	2,09	1,95	1,97	3,41	3,37	2,75	1,94	2,22	1,92	1,81	2,04
	Avec écart monétaire	2,26	2,11	1,97	1,97	3,36	3,11	2,49	1,83	2,03	1,74	1,70	2,03
M2PPALLQ	Sans écart monétaire	2,17	2,04	1,84	1,77	3,40	3,36	2,74	1,92	2,20	1,90	1,62	1,71
	Avec écart monétaire	2,23	2,07	1,87	1,78	3,35	3,10	2,49	1,84	2,04	1,75	1,65	1,83

(à suivre)

Tableau 12 (suite)

REQM (en %) des prévisions de l'inflation obtenues au moyen de MVCE récursifs estimés sous contrainte

Monnaie au sens large hors M1

		Horizon				Horizon				Horizon			
		1	2	4	8	1	2	4	8	1	2	4	8
		1970T1-1996T4				1970T1-1984T4				1982T1-1996T4			
M3β	Sans écart monétaire	2,05	1,88	1,73	1,77	3,53	3,24	2,72	2,51	2,24	1,83	1,55	1,10
	Avec écart monétaire	2,06	1,89	1,90	2,19	3,35	3,06	3,00	3,50	2,13	1,75	1,52	1,45
LLβ	Sans écart monétaire	2,04	1,88	1,71	1,71	3,53	3,24	2,70	2,42	2,26	1,86	1,53	1,37
	Avec écart monétaire	2,05	1,88	1,87	2,08	3,34	3,06	2,93	3,30	2,17	1,80	1,55	1,54
M5	Sans écart monétaire	2,01	1,80	1,57	1,54	3,43	3,10	2,53	2,22	2,19	1,70	1,33	0,84
	Avec écart monétaire	2,02	1,80	1,78	2,00	2,66	2,49	2,56	3,27	2,10	1,65	1,31	1,10
		1970T1-1998T4				1970T1-1984T4				1982T1-1998T4			
M1	Sans écart monétaire	1,98	1,93	1,84	2,01	3,62	3,44	2,89	2,53	1,67	1,55	1,47	1,29
M1_corr	Sans écart monétaire	1,97	1,89	1,82	1,97	3,62	3,44	2,89	2,53	1,65	1,49	1,40	1,20
M1PP	Sans écart monétaire	2,02	1,91	1,85	1,98	3,64	3,42	3,15	3,12	1,73	1,50	1,38	1,47
	Avec écart monétaire	2,04	1,88	1,88	2,08	3,50	3,15	3,11	3,42	1,65	1,44	1,42	1,60

Nota : Les zones ombrées correspondent aux modèles dont la REQM est inférieure à celle du modèle de référence (sans la monnaie).

Tableau 12
REQM (en %) des prévisions de l'inflation obtenues au moyen de MVCE récursifs estimés sous contrainte
Monnaie au sens large hors M1

		Horizon				Horizon				Horizon			
		1	2	4	8	1	2	4	8	1	2	4	8
		1970T1-1998T4				1970T1-1984T4				1982T1-1998T4			
Sans la monnaie		1,94	1,84	1,87	2,03	3,24	3,08	2,92	2,98	1,54	1,40	1,42	2,22
M2	Sans écart monétaire	1,97	1,91	1,94	2,20	3,52	3,42	3,37	3,89	1,77	1,51	1,53	1,69
	Avec écart monétaire	1,96	1,92	2,19	2,50	3,31	3,26	3,78	4,32	1,69	1,51	1,64	1,68
M2P	Sans écart monétaire	2,01	1,94	1,89	2,10	3,59	3,39	3,01	3,21	1,86	1,63	1,64	1,74
	Avec écart monétaire	1,99	1,92	2,12	2,57	3,36	3,18	3,55	4,36	1,80	1,60	1,67	1,81
M2PFIQ	Sans écart monétaire	2,01	1,93	1,85	2,01	3,59	3,39	3,01	3,21	1,81	1,56	1,48	1,48
	Avec écart monétaire	1,99	1,91	2,08	2,50	3,36	3,18	3,54	4,37	1,78	1,55	1,52	1,62
M2PALLQ	Sans écart monétaire	2,00	1,91	1,80	1,92	3,60	3,39	3,01	3,19	1,74	1,50	1,33	1,22
	Avec écart monétaire	1,99	1,89	2,03	2,42	3,37	3,18	3,53	4,37	1,68	1,43	1,32	1,41
M2P_corr	Sans écart monétaire	1,95	1,85	1,72	1,89	3,41	3,23	2,79	2,78	1,86	1,67	1,63	1,72
	Avec écart monétaire	1,96	1,79	1,68	1,83	3,24	2,92	2,74	2,96	1,71	1,64	1,49	1,59
M2PP_corr	Sans écart monétaire	1,93	1,80	1,61	1,71	3,40	3,23	2,79	2,78	1,79	1,57	1,38	1,34
	Avec écart monétaire	1,96	1,79	1,68	1,83	3,24	2,92	2,74	2,93	1,71	1,64	1,49	1,59
		1970T1-1996T4				1970T1-1984T4				1982T1-1996T4			
Sans la monnaie		2,07	1,94	1,96	2,13	3,24	3,08	2,92	2,98	1,89	1,63	1,59	2,59
M2PP	Sans écart monétaire	2,16	2,12	2,02	2,04	3,61	3,43	2,80	2,17	2,31	1,95	1,85	2,05
	Avec écart monétaire	2,20	2,11	2,03	2,11	3,50	3,18	2,66	2,41	2,01	1,69	1,64	1,95
M2PPFIQ	Sans écart monétaire	2,20	2,09	1,95	1,97	3,41	3,37	2,75	1,94	2,22	1,92	1,81	2,04
	Avec écart monétaire	2,26	2,11	1,97	1,97	3,36	3,11	2,49	1,83	2,03	1,74	1,70	2,03
M2PPALLQ	Sans écart monétaire	2,17	2,04	1,84	1,77	3,40	3,36	2,74	1,92	2,20	1,90	1,62	1,71
	Avec écart monétaire	2,23	2,07	1,87	1,78	3,35	3,10	2,49	1,84	2,04	1,75	1,65	1,83

(à suivre)

Tableau 12 (suite)

REQM (en %) des prévisions de l'inflation obtenues au moyen de MVCE récursifs estimés sous contrainte

Monnaie au sens large hors M1

		Horizon				Horizon				Horizon			
		1	2	4	8	1	2	4	8	1	2	4	8
		1970T1-1996T4				1970T1-1984T4				1982T1-1996T4			
M3β	Sans écart monétaire	2,05	1,88	1,73	1,77	3,53	3,24	2,72	2,51	2,24	1,83	1,55	1,10
	Avec écart monétaire	2,06	1,89	1,90	2,19	3,35	3,06	3,00	3,50	2,13	1,75	1,52	1,45
LLβ	Sans écart monétaire	2,04	1,88	1,71	1,71	3,53	3,24	2,70	2,42	2,26	1,86	1,53	1,37
	Avec écart monétaire	2,05	1,88	1,87	2,08	3,34	3,06	2,93	3,30	2,17	1,80	1,55	1,54
M5	Sans écart monétaire	2,01	1,80	1,57	1,54	3,43	3,10	2,53	2,22	2,19	1,70	1,33	0,84
	Avec écart monétaire	2,02	1,80	1,78	2,00	2,66	2,49	2,56	3,27	2,10	1,65	1,31	1,10
		1970T1-1998T4				1970T1-1984T4				1982T1-1998T4			
M1	Sans écart monétaire	1,98	1,93	1,84	2,01	3,62	3,44	2,89	2,53	1,67	1,55	1,47	1,29
M1_corr	Sans écart monétaire	1,97	1,89	1,82	1,97	3,62	3,44	2,89	2,53	1,65	1,49	1,40	1,20
M1PP	Sans écart monétaire	2,02	1,91	1,85	1,98	3,64	3,42	3,15	3,12	1,73	1,50	1,38	1,47
	Avec écart monétaire	2,04	1,88	1,88	2,08	3,50	3,15	3,11	3,42	1,65	1,44	1,42	1,60

Nota : Les zones ombrées correspondent aux modèles dont la REQM est inférieure à celle du modèle de référence (sans la monnaie).

d'ordre 1, ils font douter des résultats de l'estimation de la fonction de demande de monnaie à long terme.

M5, dont les prévisions d'inflation se situent généralement parmi les plus précises, ne présente pas de fonction de demande à long terme stable pendant les années 1980 et 1990 — de sorte que, au vu des critères exposés en introduction, il devrait lui aussi être écarté.

Des agrégats qui restent, ceux qui permettent d'obtenir de manière constante les prévisions les plus fiables sont M2P_corr et M2PP_corr, c'est-à-dire M2P augmenté des OEC et des fonds communs de placement. Les prévisions de l'inflation que produisent ces agrégats figurent parmi les meilleures, et leur fonction de demande est stable au cours des trente dernières années.

11 Prévisions actuelles fondées sur la monnaie au sens large

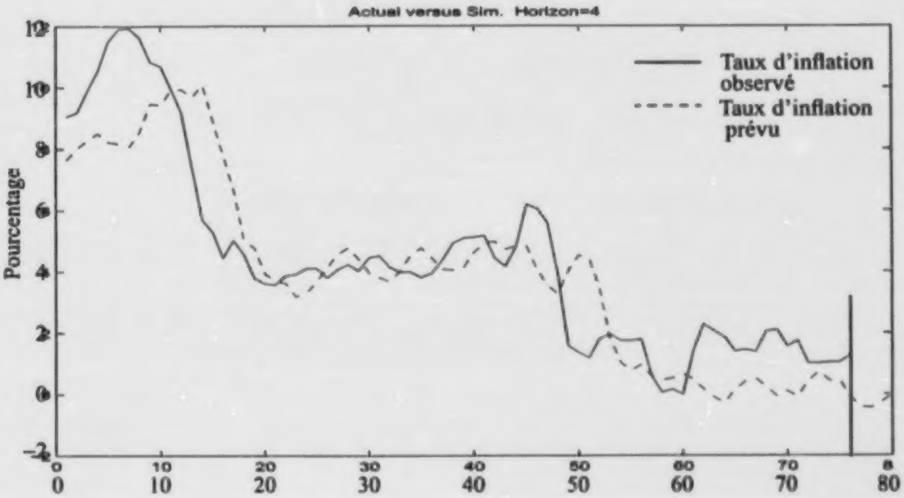
Dans cette section, nous nous penchons sur les prévisions de l'inflation que produisent les agrégats monétaires larges pour les trimestres à venir. Nous examinons également de plus près les prévisions fondées sur M2P_corr et M2PP_corr, les mesures de la monnaie au sens large que nous privilégions.

Les prévisions sont établies de la même façon que pour les MVCE récursifs estimés sous contrainte utilisés à la section 8 (Tableau 10). Les seuls modèles présentés ici sont ceux dont les écarts monétaires ont été exclus, puisque ces derniers ne permettent pas d'obtenir des prévisions plus précises de l'inflation (voir l'évaluation qui en est faite à la section 8). De plus, comme la série des prévisions pourrait avoir tendance à présenter des dents de scie — les prévisions successives impliquant un nouveau point de départ à chaque fois et la réestimation des coefficients des modèles indicateurs —, nous recourons à une méthode de lissage. L'idée est d'utiliser une moyenne mobile des prévisions qui soit suffisamment longue pour lisser les irrégularités éventuelles, mais assez courte pour ne pas réduire la capacité de la monnaie au sens large de prévoir les points de retournement de l'inflation. À la lumière de ce critère, nous avons choisi une moyenne mobile des prévisions de l'inflation sur quatre trimestres.

La Figure 5 montre que le modèle basé sur l'agrégat M2P_corr a permis de prévoir relativement bien l'inflation du premier trimestre de 1980 au quatrième trimestre de 1998, mais que, pour les cinq dernières années, il a produit des prévisions inférieures aux observations. Pour ce qui est de l'inflation future, le modèle fondé sur M2P_corr prédit une inflation moyenne égale à zéro à l'horizon de quatre trimestres et inférieure à zéro à l'horizon de huit trimestres.

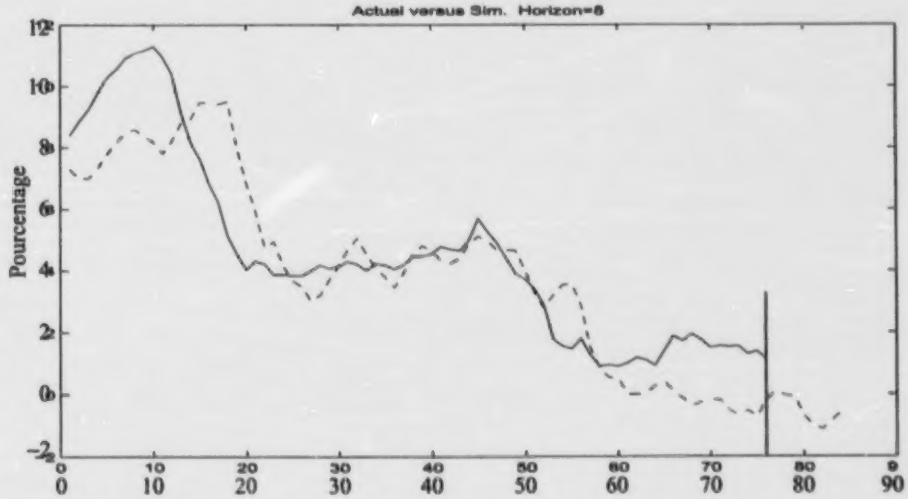
Figure 5
Prévisions de l'inflation obtenues au moyen de M2P_corr

Horizon de quatre trimestres



80T1 **99T1 00T1**

Horizon de huit trimestres



80T1 **99T1 02T1**

La sous-estimation observée au cours des derniers trimestres pourrait être due au fait que M2P_corr n'englobe pas entièrement le transfert de dépôts vers les fonds communs de placement que fait ressortir un examen des données les plus récentes. M2P_corr inclut en effet les fonds communs de placement des institutions financières, mais non les autres fonds de placement. Il pourrait donc être moins fiable à l'heure actuelle qu'un agrégat qui inclut tous les fonds communs de placement. La même sous-estimation transparaît pour les cinq dernières années dans les prévisions d'inflation fondées sur M2 et M2P, agrégats qui ne comprennent aucun fonds commun de placement. Il semble que le déplacement d'avoirs financiers des comptes de dépôt vers les fonds communs de placement, même s'il ne se traduit pas par une instabilité de la fonction de demande de monnaie à long terme, influe sur les prévisions d'inflation obtenues à partir des agrégats qui ne tiennent pas compte des fonds communs de placement. C'est pour cette raison que la Banque a décidé d'accorder moins d'importance à M2 et à M2P et plus à M2PP_corr dans la conduite de sa politique monétaire au cours des dernières années.

Les modèles basés sur M2PP_corr, qui englobent tous les fonds communs de placement, permettent aussi de prévoir relativement bien l'inflation au cours de la période d'estimation, mais, à la différence de ceux fondés sur M2P_corr, ils ne présentent pas de sous-estimation particulière au cours des cinq dernières années (voir Figure 6). À l'horizon de prévision choisi, ils prédisent une inflation moyenne d'un peu moins de 2 % aussi bien à l'horizon de quatre qu'à celui de huit trimestres.

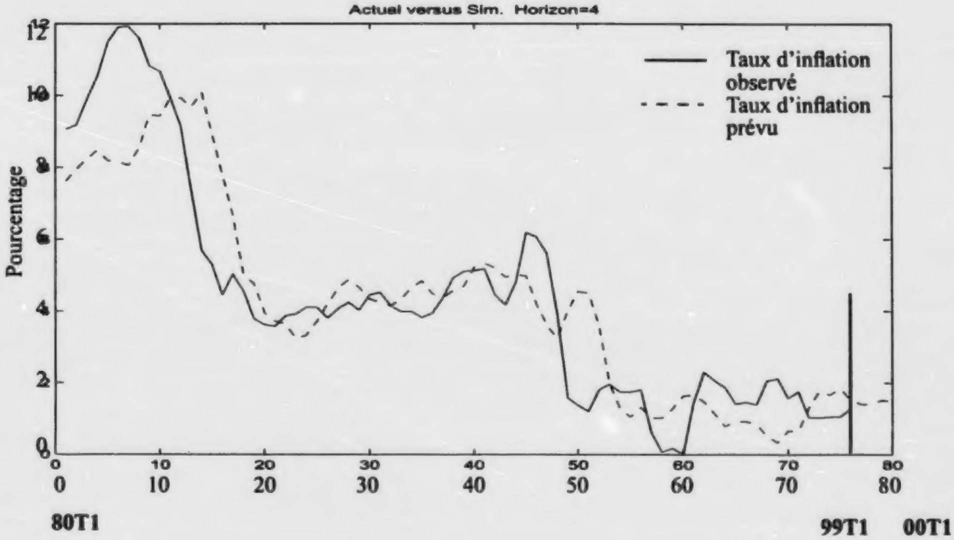
12 Interprétation globale des résultats

L'un des modèles invoqués au sens large dans la littérature pour expliquer les fonctions de demande empiriques de la monnaie au sens large est celui où les encaisses monétaires jouent le rôle de tampon. D'après cette vision du mécanisme de transmission, la monnaie qui est détenue temporairement en sus de la quantité demandée vient alimenter une augmentation de la dépense et exercer des pressions à la hausse sur les prix. La monnaie au sens large se prête bien au rôle de tampon parce qu'il ne coûte pas cher de la convertir sous une forme utile en cas de variation des dépenses ou des revenus.

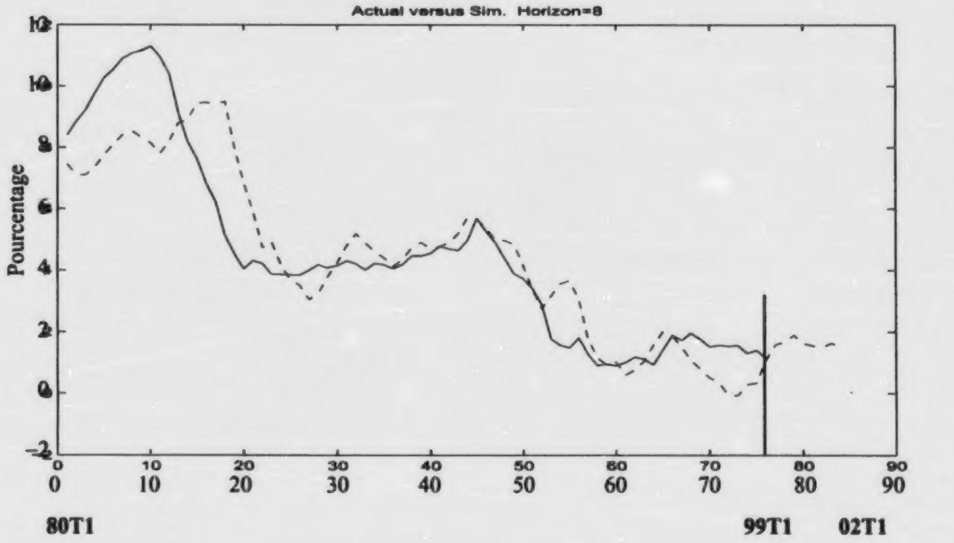
Les résultats présentés ici ne sont toutefois guère favorables à l'hypothèse relative au rôle de tampon des encaisses. Les résultats de la section 6 indiquent certes que l'écart monétaire contribue à expliquer l'inflation, mais les résultats de l'estimation du MVCE hors échantillon, qui figurent aux Tableaux 9 et 10, montrent que c'est la croissance monétaire, plutôt que l'écart monétaire, qui est à l'origine de la majeure partie du pouvoir explicatif de la monnaie au sens large à l'égard de l'inflation.

Figure 6
Prévisions de l'inflation obtenues au moyen de M2PP_corr

Horizon de quatre trimestres



Horizon de huit trimestres



Autrement dit, les modèles qui font intervenir la croissance monétaire mais non les écarts monétaires permettent généralement de prévoir l'inflation aussi bien, sinon mieux, que les modèles où entrent les deux variables.

Nombre de modèles traditionnels de l'économie ne peuvent expliquer la capacité de la croissance monétaire d'indiquer l'évolution future de l'inflation, même lorsqu'on tient compte de la production et des taux d'intérêt. Cette capacité cadre davantage avec la théorie quantitative classique de la monnaie, selon laquelle, en longue période, l'inflation est due à la croissance monétaire passée; la théorie quantitative ne précise pas la nature exacte du mécanisme de transmission et ne repose pas sur l'importance des écarts monétaires, lesquels sont au cœur de la théorie relative au rôle de tampon des encaisses.

Les attentes sont un autre facteur susceptible d'expliquer le pouvoir de prévision de la croissance monétaire en ce qui concerne l'inflation. Si la demande de monnaie dépend des prix courants et des prix futurs attendus, une hausse de l'inflation anticipée entraîne une accélération de la croissance monétaire. Dans la mesure où les attentes sont fondées, l'accélération actuelle de la croissance monétaire serait sanctionnée par une hausse de l'inflation future — c'est-à-dire que la croissance monétaire serait un indicateur avancé de l'inflation. D'après ce raisonnement, ce serait la croissance monétaire plutôt que les écarts monétaires qui servirait à prévoir l'inflation, conformément aux résultats empiriques présentés ici.

Il se pourrait donc que, dans le cas des agrégats étroits, la théorie relative au rôle de tampon offre une explication valable de la fonction assurée par la monnaie dans l'économie, tandis que, dans le cas de la monnaie au sens large, il convienne plutôt de faire ressortir le rôle des attentes. Étant donné que la monnaie au sens étroit sert à régler les transactions, alors que la monnaie au sens large est principalement un outil d'épargne, il n'y a pas vraiment lieu de s'en étonner.

Conclusion

Nous nous demandions dans l'introduction si la monnaie au sens large pouvait se révéler une variable utile dans la conduite de la politique monétaire. Les résultats présentés ici militent en ce sens.

Étant donné la stabilité des estimations obtenues pour les trente dernières années au moyen de la méthode de Johansen-Juselius, on peut considérer comme fiables les estimations de la demande de monnaie à long terme et leurs implications — à savoir qu'un taux de croissance d'environ 6 % des encaisses réelles est compatible avec une inflation de 2 % en régime permanent. Ces relations semblent avoir été assez stables malgré

les changements de la vitesse de circulation de la monnaie et les innovations financières survenus depuis les années 1980, contrairement à ce qui a été constaté aux États-Unis ou à ce qui a été observé au Canada dans le cas des agrégats monétaires étroits.

Les MVCE récursifs donnent à penser que la monnaie au sens large est un indicateur utile de l'inflation à un horizon éloigné et constitue donc un outil utile pour les autorités monétaires. Les prévisions de l'inflation à un horizon éloigné qui tiennent compte de la monnaie au sens large présentent des REQM plus faibles que les autres prévisions. L'utilité de la monnaie au sens large aux fins de la prévision semble s'être maintenue au cours des années 1980 et 1990.

Les résultats empiriques présentés ici en ce qui concerne la stabilité de la demande de monnaie à long terme et l'utilité de la monnaie au sens large pour prévoir l'inflation se vérifient pour la plupart des définitions de la monnaie au sens large que nous avons évaluées. Les résultats sont robustes et ne s'appliquent pas uniquement à un ou deux cas particuliers. Il semble néanmoins que M2P_corr et tout particulièrement M2PP_corr, c'est-à-dire M2P augmenté des obligations d'épargne du Canada et des fonds communs de placement, soient les plus fiables des agrégats monétaires larges étudiés ici, d'après les critères que nous avons appliqués.

Il faudra voir comment se comportent les meilleurs des agrégats au sens large au fil des années. On ne peut exclure à l'avenir des déplacements de fonds tels que celui qui s'est produit récemment au profit des fonds communs de placement, lequel a eu pour effet de diminuer la taille de M2P mais a laissé M2PP_corr inchangé. La définition optimale de la monnaie au sens large est appelée à évoluer.

Bibliographie

Atta-Mensah, J. (1995). « The Empirical Performance of Alternative Monetary and Liquidity Aggregates », document de travail nº 95-12, Banque du Canada.

Bernanke, B. S., T. Laubach, F. S. Mishkin et A. S. Posen (1999). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton (New Jersey), Princeton University Press.

Estrella, A. et F. S. Mishkin (1996). « Is There a Role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy? », document de travail nº 5845, National Bureau of Economic Research.

Johansen, S. et K. Juselius (1989). « The Full Information Maximum Likelihood Procedure for Inference on Cointegration—with Applications », Discussion Paper nº 89-11, University of Copenhagen Institute of Economics.

Macklem, T. (1994). *Wealth, Disposable Income and Consumption: Some Evidence for Canada*, Rapport technique nº 71, Ottawa, Banque du Canada.

Robert, P. (1993). *Le nouveau Petit Robert*, nouvelle édition remaniée et amplifiée sous la direction de Josette Rey-Debove et Alain Rey, Montréal, DICOROBERT.

Commentaires

Alain Paquet

De l'utilité de définir la place des agrégats monétaires dans la politique monétaire

Les économistes conviennent généralement que, à long terme, l'inflation fondamentale est un phénomène monétaire et que la monnaie n'a pas d'effet sur les quantités réelles ni sur les prix relatifs. Par inflation fondamentale on entend l'augmentation générale du niveau des prix abstraction faite : i) des fluctuations transitoires, à la hausse ou à la baisse, qui résultent de la lenteur de l'ajustement des prix à court terme; ii) des variations des principaux prix relatifs se répercutant sur le niveau des prix[1].

En fait, le fondement théorique de l'inflation fondamentale vue comme un phénomène monétaire repose uniquement sur le postulat d'équilibre voulant que toute la monnaie en circulation soit détenue de façon volontaire, c'est-à-dire qu'il existe un équilibre entre l'offre et la demande de monnaie :

$$\frac{M_t^O}{P_t} = \frac{M_t^D}{P_t} = L(Y_t, i_t^c, \ldots), \qquad (1)$$

1. Ainsi, une montée des prix du pétrole dictée par l'OPEP qui provoque une hausse du niveau général des prix observé ne devrait pas déclencher en soi de durcissement de la politique monétaire afin de lutter contre l'inflation. Elle ne devrait pas donner lieu non plus à l'adoption d'une politique monétaire plus expansionniste en vue d'intensifier l'activité économique réelle. Dans la mesure où une banque centrale se soucie de l'inflation fondamentale, l'important est la transparence des actions qu'elle mène à cet égard et l'application d'une politique monétaire compatible avec le taux d'inflation visé.

où M_t est la quantité de monnaie, P_t le niveau des prix, Y_t le PIB réel, i_t^c le taux d'intérêt nominal d'un avoir concurrent et $L(\cdot)$ la fonction de demande d'encaisses réelles. En prenant la dérivée totale de cette relation d'équilibre, on constate que l'inflation résulte d'une croissance excessive de l'offre de monnaie par rapport à sa demande effective :

$$\pi_t = \Delta M_t^O - \Delta L(Y_t, i_t^c, \ldots). \tag{2}$$

Ce résultat fondamental ne suppose pas de mode de fonctionnement particulier du marché du travail ou du marché des biens, pas plus qu'une identité entre les demandes à long terme et à court terme de monnaie.

Si cette vision est largement admise en ce qui concerne le long terme, l'incidence de la monnaie à court terme ne fait pas consensus, une majorité d'économistes, peut-être, estimant que la monnaie n'est pas neutre à un horizon rapproché. Cette absence de neutralité pourrait s'expliquer par la combinaison de divers facteurs, comme la rigidité des prix ou des salaires en termes nominaux (ou réels), le caractère incomplet de l'information et l'existence d'une contrainte de participation limitée influant sur la manière dont la monnaie est injectée dans les circuits de l'économie. On ne s'entend toujours pas sur l'influence prédominante à cet égard. Sur le plan empirique, on n'est pas certain de l'importance des effets réels temporaires sur les fluctuations économiques ni de leur durée. Le fait que ces derniers proviennent principalement de changements imprévus de la politique monétaire pose également problème. En définitive, le seul effet assuré est celui qui s'exercera sur le niveau des prix. Ces incertitudes expliquent que l'on déconseille le recours à la politique monétaire pour essayer de stabiliser l'activité économique réelle — une opinion qui est maintenant très répandue parmi les économistes, notamment ceux des banques centrales.

Une tâche difficile, que les économistes n'ont pas encore menée à bien malgré les progrès accomplis dans l'élucidation des divers phénomènes en jeu, consiste à rattacher le concept théorique de la monnaie à un concept empirique qui soit satisfaisant et suffisamment large.

Lucas (1977, p. 232-233) a fort bien résumé la question :

> À *long terme*, l'évolution du niveau général des prix est due principalement aux variations de la quantité de monnaie. En outre, les variations cycliques de la monnaie sont suffisamment importantes pour être significatives sur le plan quantitatif [...] Les observations directes concernant les corrélations à court terme entre la monnaie, la production et les prix sont beaucoup plus difficiles à interpréter [...] En règle générale, cependant, on convient que le lien entre la monnaie et ces variables ainsi que d'autres est caractérisé, pour

reprendre l'expression de Friedman, par des *décalages longs et variables.*

> [...] *pourquoi* les effets monétaires se produisent avec des décalages longs et variables. On n'en sait pas très long à ce sujet. Il est probable que cela tient au fait qu'une expansion monétaire peut se produire de diverses manières, suivant la façon dont la monnaie est *injectée* dans le système — la réaction des prix différant selon la façon choisie. Par conséquent, il semble qu'on devrait en déduire que l'*état* monétaire de l'économie est déterminé par un agrégat monétaire *non observable* présentant une relation imprécise avec les agrégats observés sur une courte période, mais étroitement lié à ces derniers à très long terme. [Traduction]

Alors que les économistes ne sont toujours pas parvenus à trouver dans les données une contrepartie empirique au concept théorique de monnaie, les banques centrales paraissent elles aussi — si l'on en juge par leurs pratiques — avoir renoncé à faire grand cas des agrégats monétaires. Nombre d'entre elles ont à tout le moins fortement réduit l'importance accordée explicitement aux agrégats monétaires, à telle enseigne que, pour reprendre les termes des décideurs de banques centrales, l'écart de production est devenu l'indicateur par excellence des tensions inflationnistes. Les analyses font plus souvent mention de l'écart entre la demande et l'offre globales que de la monnaie. On dirait presque que nous avons oublié l'équivalence qui existe, dans une optique d'équilibre général, entre l'excédent de croissance de la demande globale par rapport à l'offre globale qui résulte d'une création de monnaie excessive et une création de monnaie excessive générée de la manière décrite par l'équation (2).

Le rôle de la monnaie dans la conduite de la politique monétaire a également été réduit sous un autre angle. La plupart des pays ont choisi de privilégier un taux d'intérêt à très court terme (par exemple le taux du financement à un jour au Canada ou le taux des fonds fédéraux aux États-Unis) à titre de cible opérationnelle, de préférence à un agrégat étroit comme la base monétaire[2]. Ce choix est parfois justifié par l'instabilité supputée — et souvent documentée — des agrégats monétaires, notamment lorsqu'il se produit d'importantes innovations financières qui modifient la signification empirique de la monnaie. Je reviendrai plus loin sur la question de savoir si ce choix est bel et bien fondé.

Le propos de McPhail est de faire progresser les connaissances sur l'importance empirique de la monnaie pour les responsables de la politique

---

2. Bernanke et coll. (1999) analysent les pratiques suivies récemment par divers pays dans la conduite de la politique monétaire.

monétaire, en se livrant à une vaste étude économétrique de systèmes cointégrés. Pour reprendre ses termes, son objectif « n'est pas de proposer une définition optimale de la monnaie au sens large d'un point de vue théorique, mais de déterminer sous l'angle empirique les mesures de la monnaie au sens large qui paraissent utiles » (p. 67-68).

J'aurai quelques observations d'ordre économétrique à formuler, à la lumière des progrès récents de la macroéconométrie, mais je soulignerai d'abord la valeur de l'apport de McPhail dans son étude. Certains résultats, en particulier, font ressortir que les agrégats monétaires larges ont un rôle à jouer dans la conduite de la politique monétaire. Dans mes commentaires, j'esquisserai aussi des pistes de recherche pour l'avenir.

Mes remarques s'articuleront de la façon suivante. Dans un premier temps, je présenterai brièvement les principales conclusions de l'auteure, selon moi. Dans un second temps, je traiterai de façon directe de l'exécution et des conclusions de l'étude, avant de me pencher sur les implications des résultats et sur les questions qu'ils soulèvent en ce qui concerne la politique monétaire et les recherches futures.

Résultats empiriques

Après avoir présenté diverses définitions empiriques possibles des agrégats monétaires larges, McPhail s'efforce en premier lieu d'identifier une fonction de demande de monnaie à long terme qui, selon son raisonnement, pourrait englober une ou plusieurs relations stationnaires entre la quantité de monnaie (m), le niveau des prix (p), le PIB réel (y), une mesure du patrimoine réel (w), le taux de rendement propre de l'agrégat (i^o) et un taux de rendement concurrent (i^c). Toutes les variables, à l'exception des taux de rendement, sont exprimées en logarithme. L'échantillon de données trimestrielles va du premier trimestre de 1970 au quatrième trimestre de 1998. L'auteure retient douze définitions de la monnaie au sens large et deux mesures possibles du patrimoine réel (richesse totale et richesse non humaine)[3].

Des tests augmentés de Dickey-Fuller (ADF) effectués au seuil de signification de 5 % amènent McPhail à conclure de façon générale que, sur l'ensemble de la période étudiée, toutes les variables sont au moins intégrées d'ordre 1, la plupart des agrégats monétaires nominaux et réels étant de type I(1) et le niveau des prix de type I(2). Cependant, les résultats relatifs à

3. Le Tableau 1 de l'étude de McPhail fournit une définition précise des divers agrégats étudiés. Les symboles vont de la définition la plus étroite à la conception la plus large de la monnaie : M2, M2P, M2PFIQ, M2PALLQ, M2P_corr, M2PP_corr, M2PP, M2PPFIQ, M2PPALLQ, M3β, LLβ et M5.

l'ordre d'intégration ne sont ni invariants, ni apparemment liés à l'ampleur des différents agrégats monétaires. Par exemple, alors que les résultats de McPhail indiquent que 6 des 12 agrégats nominaux larges qu'elle considère sont de type I(1), M2P, M2PALLQ, M2PP, M3β, LLβ et M5 sont de type I(2). De même, 9 des 12 agrégats monétaires réels sont de type I(1), mais *r*M3β et *r*LLβ sont de type I(2), tandis que *r*M2PALLQ est stationnaire.

À l'étape suivante, McPhail estime différents modèles vectoriels à correction d'erreurs (MVCE) pour chaque agrégat monétaire au moyen de la méthode du maximum de vraisemblance à information complète, afin d'évaluer l'existence, la dimension et les propriétés de l'espace de cointégration qui découlerait des relations à long terme entre les variables envisagées. Ainsi qu'elle le reconnaît à juste titre, la prudence s'impose lorsqu'on veut donner une interprétation structurelle aux vecteurs estimés qui couvrent l'espace de cointégration. À moins d'imposer des restrictions d'identification, on risque de mal interpréter ces vecteurs. Lorsqu'on met l'accent sur les encaisses réelles — en imposant une contrainte d'homogénéité du niveau des prix dans la relation d'équilibre monétaire —, on se trouve à estimer en quelque sorte une équation de demande réelle de monnaie à long terme faisant intervenir les variables à l'étude, à condition qu'il existe un vecteur de cointégration unique ou que les autres vecteurs de cointégration puissent être identifiés au besoin.

Si nous considérons d'abord la totalité de la période d'estimation et l'ensemble de variables le plus général (c'est-à-dire $[rm, y, w, i^o, i^c]'$) à partir duquel McPhail se propose d'obtenir des estimations sans contrainte de la demande de monnaie, la trace et la statistique de valeur propre maximale de Johansen et Juselius (1990) indiquent souvent qu'il existe deux vecteurs de cointégration. Pourvu que l'un d'entre eux découle d'une relation à long terme entre les deux taux de rendement, l'autre pourrait fort bien être une équation de demande de monnaie. Dans certains cas, cependant, comme ceux de *r*M2P, *r*M2P_corr et *r*M2PP_corr, les résultats font état d'un seul vecteur de cointégration, tandis que les tests effectués au moyen de *r*LLβ incitent à croire qu'il en existe trois. Comme le précise McPhail, il est inquiétant de constater une telle variabilité des estimations ponctuelles des coefficients relatifs au revenu réel, à la richesse et aux taux d'intérêt entre les différents systèmes susceptibles de décrire chaque agrégat.

McPhail estime ensuite un deuxième ensemble de MVCE comportant un nombre réduit de variables (à savoir $[rm, y, w, i^c]'$) afin de mettre en lumière une demande de monnaie dite sous contrainte. Dans ce cas, elle obtient pour toutes les mesures globales de la monnaie au sens large des résultats cohérents qui étayent l'existence d'un vecteur de cointégration unique — les estimations ponctuelles du vecteur de cointégration, normalisé

par rapport aux encaisses réelles, étant très similaires. De plus, les résultats — obtenus à partir d'estimations portant sur deux périodes (allant du premier trimestre de 1970 au quatrième de 1984 et du premier trimestre de 1982 au quatrième de 1998) et de l'application d'un test à la Chow — indiquent que la demande de monnaie à long terme estimée sous contrainte est stable.

Les résultats que McPhail obtient en se concentrant sur une seule équation dynamique de prix et en postulant que le taux d'inflation pourrait être intégré d'ordre zéro pendant la deuxième période tendent aussi à démontrer l'importance de la monnaie au sens large.

McPhail analyse enfin l'information véhiculée par les agrégats monétaires en ce qui concerne l'inflation future. Elle se sert de modèles VCE récursifs pour obtenir des prévisions de l'inflation aux horizons de un, deux, quatre et huit trimestres. La racine carrée de l'erreur quadratique moyenne est plus faible lorsqu'on tient compte des variations de la monnaie au sens large. Plus précisément, M2P_corr et M2PP_corr se révèlent les meilleurs indicateurs avancés de l'inflation sur le plan statistique.

Commentaires d'ordre économétrique

Bien que McPhail suive une démarche systématique sur le plan économétrique, certaines questions méritent un plus ample examen si l'on veut s'assurer de la robustesse des résultats.

En ce qui concerne les mesures employées, il aurait été utile que l'auteure explique pourquoi elle a retenu l'IPC comme pendant empirique du niveau des prix, au lieu d'un indice pouvant servir à représenter l'inflation fondamentale (par exemple l'IPC hors alimentation, énergie et effet des impôts indirects).

Étant donné que la méthode empirique de McPhail repose sur les résultats relatifs à l'ordre d'intégration des variables, certaines remarques s'imposent au sujet de l'exécution des tests de racine unitaire et de l'interprétation de leurs résultats. En premier lieu, il a été démontré que le test ADF n'était pas très puissant pour déceler une racine unitaire parce qu'il nécessite l'estimation de composantes déterministes (p. ex. une constante et une tendance linéaire). Ces composantes constituent des paramètres perturbateurs qui influent sur la distribution à la base du test et rendent plus difficile le rejet de l'hypothèse nulle d'intégration. Récemment, Elliot, Rothenberg et Stock (1996) ont mis au point une méthode beaucoup plus puissante, un test de racine unitaire de Dickey-Fuller fondé sur le recours aux moindres carrés généralisés (DF-MCG). En un mot, ils proposent d'élaborer le test après que les composantes déterministes ont été estimées à

partir d'une quasi-différence de la série initiale, de manière à pouvoir définir de façon plus précise l'hypothèse alternative. Ce test, dont l'usage se répand, pourrait aider à évaluer les résultats relatifs à l'ordre d'intégration des agrégats monétaires. En l'occurrence, McPhail ne fournit guère de précisions sur les spécifications retenues pour les variables de régression déterministes.

En deuxième lieu, les résultats des tests de racine unitaire de type ADF (et DF-MCG) sont fonction du retard choisi pour la différence première de la série dans le modèle empirique qui sert à calculer les diverses statistiques. Un retard trop long réduit la puissance du test, tandis qu'un retard trop court tend à favoriser le rejet de l'hypothèse de racine unitaire. On sait que l'utilisation du critère d'information d'Akaike (CIA) ne va pas sans difficulté pour déterminer la longueur du retard. Ng et Perron (1995) ont conclu que ce critère ainsi que d'autres critères d'information de type classique avaient tendance à favoriser des modèles trop parcimonieux, d'où des distorsions considérables de niveau. Ils préconisent plutôt le recours à une technique dépendant des données, proposée en premier lieu par Campbell et Perron (1991), et qui consiste à choisir le nombre des retards à l'aide d'une méthode récursive faisant appel à la statistique t. Récemment, Ng et Perron (1997) ont aussi recommandé, à la lumière de simulations de Monte-Carlo, l'emploi d'un CIA modifié qui tienne compte de la dépendance possible du paramètre autorégressif estimé à l'égard du nombre de retards présents dans la différence première de la série.

En troisième lieu, il faut se méfier de la présence possible de composantes moyennes mobiles négatives dans les processus générateurs des données (PGD) des séries intégrées. On sait que ces composantes faussent le niveau des tests de racine unitaire habituels (voir par exemple Schwert, 1989, et DeJong et coll., 1992), à moins qu'on ne fasse appel à une méthode d'estimation appropriée (voir p. ex. Pantula et Hall, 1991).

En quatrième lieu, puisque des observations indirectes montrent un changement du PGD fondamental de l'inflation, j'aurais trouvé utile que l'auteure se livre à une évaluation empirique de l'hypothèse de racine unitaire pour différents sous-échantillons. Une méthode « descendante » permettant de détecter la présence de plus d'une racine unitaire (voir par exemple Dickey et Pantula, 1987) pourrait également être préférable à deux tests distincts de racine unitaire appliqués dans l'ordre au niveau et à la différence première de la série. Je recommanderais aussi de tester les deux racines unitaires au moyen d'une méthode récursive en faisant varier la période d'estimation, et ce, afin d'évaluer de manière plus systématique la possibilité d'un changement du PGD fondamental des agrégats.

En cinquième lieu, une autre question qui se rattache à la stabilité du PGD des séries concerne la présence de points de rupture dans la tendance

déterministe ou la moyenne d'une série. De telles ruptures peuvent amener à conclure à tort qu'il existe des racines unitaires. Perron et Rodriguez (1998) ont élargi le test DF-MCG d'Elliot, Rothenberg et Stock pour tenir compte du changement de la partie déterministe du processus à un moment indéterminé.

La prise en compte des points qui précèdent permettrait peut-être d'éliminer les incohérences apparentes des résultats des tests de racine unitaire menés sur différentes mesures de la monnaie au sens large.

Lorsqu'elle spécifie ses MVCE, McPhail choisit la longueur du retard d'après le critère de l'erreur de prédiction finale d'Akaike. Elle ne décrit toutefois pas les propriétés des résidus de chaque équation. Des tests d'absence d'autocorrélation s'imposeraient à tout le moins. Il ne s'agit pas d'une question triviale lorsqu'on établit la dimension d'un MVCE, puisqu'un sous-paramétrage ou un surparamétrage du système faussera les conclusions en matière de cointégration. Un sous-paramétrage entraînera des distorsions et des incohérences dans l'estimation des paramètres du système et amènera peut-être à conclure à tort à l'existence d'une cointégration. Un surparamétrage aura pour effet de réduire la puissance du test, et on trouvera trop peu de variables cointégrées.

Une certaine prudence est aussi de mise lorsqu'on évalue la dimension de l'espace de cointégration à partir de la trace et de la valeur propre maximale, en particulier dans le cas de systèmes importants dont l'estimation repose sur des échantillons finis. Lorsque l'échantillon est composé de 100 observations ou moins, comme dans l'étude de McPhail, il se peut que les valeurs critiques asymptotiques calculées ne soient pas appropriées. Une solution consiste à corriger les statistiques en fonction du nombre de paramètres estimés. Reimers (1992) a proposé de corriger de cette manière la valeur propre maximale, tandis que Reinsel et Ahn (1992) et Pitarakis (1995) ont proposé des corrections au test relatif à la trace.

McPhail mentionne que des tests à la Chow ont été effectués pour détecter des points de rupture dans les fonctions estimées de demande de monnaie, mais elle ne fournit guère de détails à ce sujet. Ses résultats indiquent aussi une variabilité des estimations selon les agrégats. Je crois que, étant donné son importance, la question de la stabilité aurait mérité un examen plus systématique et plus formel et que des précisions se seraient révélées utiles. Plus particulièrement, une évaluation empirique de la stabilité à la fois du rang de cointégration et de l'espace de cointégration aurait pu être effectuée (comme le proposent Hansen et Johansen, 1993).

Afin de voir si la monnaie au sens large contribue de manière appréciable à la dynamique des prix, des modèles à correction d'erreurs (MCE) relatifs aux prix ont aussi été estimés pour deux sous-échantillons

ainsi que pour la totalité de la période d'estimation. Le test de Hansen (1992) aurait pu servir à évaluer de façon formelle la stabilité des équations du MCE. L'emploi de l'écart de production mesuré par le MTP, qui figure parmi les variables de régression de ces équations, pose cependant problème. Si cette mesure était obtenue au moyen d'un filtre HP à plusieurs variables, l'estimateur ne serait pas convergent. De plus, ainsi que le montrent Orphanides et van Norden (1999), les estimations de l'écart de production sont généralement très imprécises.

J'aime beaucoup l'idée de McPhail qui consiste à vérifier l'information véhiculée par les agrégats monétaires au moyen d'équations de prix à correction d'erreurs ou de MVCE, tout particulièrement dans leur version récursive. L'étude de l'effet produit par le bloc monnaie sur la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (REQM) des prévisions de l'inflation est particulièrement révélatrice. Il aurait été intéressant d'y ajouter une décomposition de la REQM en biais, variance et covariance, cette dernière représentant les erreurs de prévision non systématiques. L'auteure aurait également pu se pencher sur d'autres aspects de la capacité de prévision, par exemple la contribution des agrégats monétaires à la prévision du sens dans lequel varie l'inflation.

En outre, McPhail aurait pu évaluer l'importance de la contribution des agrégats monétaires par rapport à celle d'autres variables en appliquant des tests d'absence de causalité à la Granger. Ces tests peuvent être interprétés comme une évaluation formelle du caractère significatif de l'information véhiculée par les différentes variables. Il faut cependant être prudent à l'égard de la distribution qui sous-tend le test en présence de racines unitaires et de relations de cointégration (Toda et Phillips, 1994).

Enfin, on pourrait voir dans les résultats une indication que la monnaie au sens large ne joue pas le rôle de tampon. Toutefois, on ne peut vérifier cette hypothèse par le seul moyen de MVCE, car ces derniers sont des formes réduites — la dynamique étant alors représentée conjointement avec la relation de long terme.

Portée des résultats, conduite de la politique monétaire et pistes de recherche pour l'avenir

Étant donné le titre de l'étude, je m'attendais à ce que l'auteure démontre que la monnaie au sens large peut guider la conduite de la politique monétaire. Cet objectif louable débordait en fait le cadre de l'étude, et la façon dont la monnaie pourrait jouer ce rôle n'est pas abordée. Pourtant, comme le soutient McPhail, « si l'on parvient à mieux prévoir l'inflation en examinant l'évolution de la monnaie, une stratégie qui tient compte de cette dernière offre de meilleures chances d'atteindre les cibles visées en matière

d'inflation et de maintenir le taux d'inflation dans la fourchette cible » (page 62).

Sous réserve d'une évaluation plus approfondie de la robustesse des résultats, ces derniers indiquent que la monnaie au sens large renferme de l'information utile pour prévoir l'inflation. Il conviendrait donc que la Banque du Canada s'intéresse explicitement à l'évolution de la monnaie au sens large aux fins de la conduite de sa politique monétaire, dans la mesure où elle vise le maintien du taux d'inflation dans la fourchette cible annoncée.

Ce qu'il faudrait, maintenant, c'est établir plus précisément la place que doit occuper la monnaie dans la conduite de la politique monétaire. On pourrait conclure de l'étude de McPhail que la monnaie au sens large est un indicateur pertinent aux fins de la conduite de cette politique, puisqu'elle véhicule de l'information sur l'état de l'économie qui est susceptible de renseigner sur l'évolution future de l'inflation. Ne serait-ce que pour cette raison, la Banque du Canada devrait songer à se demander si elle accorde suffisamment d'attention à la monnaie au sens large par rapport aux autres indicateurs (dont l'écart de production) dont elle se sert.

La monnaie au sens large pourrait également jouer un rôle plus formel à titre de cible intermédiaire. Si tel était le cas, la Banque du Canada pourrait chercher, en agissant sur ses cibles opérationnelles, à maintenir la monnaie au sens large sur un sentier de croissance compatible avec l'objectif d'inflation ultime. Les résultats de McPhail n'excluent pas un rôle de ce genre pour la monnaie au sens large, tout particulièrement du fait qu'il semble exister une fonction stable de demande à long terme à l'égard d'un agrégat monétaire large défini de manière appropriée. Cependant, l'auteure n'établit pas clairement ce rôle. Des recherches plus approfondies seraient utiles à cet égard[4].

Il y a une autre question qui sort du cadre de l'étude de McPhail mais qui, à mon avis, a été trop vite écartée par un grand nombre de banques centrales, bien qu'elle se rattache directement au rôle de la monnaie dans la conduite de la politique monétaire (voir McCallum, 1999). La plupart des banques centrales ont choisi pour cible opérationnelle un taux d'intérêt à court terme ou à un jour plutôt qu'une mesure particulière des réserves des banques privées ou de la base monétaire.

Si la base monétaire constituait la cible opérationnelle, la banque centrale déterminerait l'évolution de cet agrégat de façon que l'évolution résultante d'un agrégat monétaire large soit compatible avec l'objectif

4. Bien que l'utilisation de M1 à titre de cible intermédiaire n'ait pas donné de résultats satisfaisants au Canada à la fin des années 1970 et au début des années 1980 (à cause surtout de l'importance des innovations financières à l'époque), un agrégat monétaire plus large pourrait se révéler utile à titre de cible intermédiaire.

d'inflation, pour un taux de croissance attendu déterminé de la demande réelle de monnaie et un multiplicateur monétaire donné. Les variations attendues de la demande réelle de monnaie ou du multiplicateur monétaire entraîneraient des rajustements de la cible opérationnelle.

Si elle choisit le taux d'intérêt nominal à un jour pour cible opérationnelle, la banque centrale doit agir sur l'évolution de ce taux à très court terme pendant une durée suffisante pour que son action se répercute sur le taux d'intérêt nominal qui entre dans la fonction de demande réelle de monnaie. Ainsi, la politique monétaire doit être conduite de manière que le sentier de croissance de la monnaie au sens large soit compatible avec l'objectif ultime en matière d'inflation. Dans ce cas également, les variations attendues de la demande réelle de monnaie qui découlent de modifications du taux de croissance attendu de l'activité économique réelle et de la marge d'intermédiation financière nécessitent des rajustements de la cible opérationnelle.

Ainsi que je le montre dans l'annexe, l'efficacité de la base monétaire à titre de cible opérationnelle dépendrait de l'incertitude qui entoure le multiplicateur monétaire par rapport à l'incertitude globale liée à la demande de monnaie et à l'incertitude relative au contrôle du taux d'intérêt nominal pertinent. Une condition suffisante pour que la base monétaire se révèle supérieure à titre de cible opérationnelle est que l'incertitude générale entourant la demande de monnaie soit plus importante que celle qui touche le multiplicateur monétaire. Ce résultat est renforcé lorsqu'on reconnaît l'imperfection du contrôle que la banque centrale exerce sur le taux d'intérêt nominal pertinent, a fortiori dans une petite économie ouverte où les capitaux sont très mobiles.

Ce n'est pas parce que la majorité des banques centrales se sont résolues à faire du taux d'intérêt nominal leur cible opérationnelle qu'il s'agit forcément du meilleur choix. La question revêt à l'évidence une dimension empirique et elle mérite une étude plus approfondie.

En conclusion, j'estime que l'étude de McPhail est un excellent point de départ pour de plus amples recherches. De nouveaux travaux sont nécessaires si l'on veut mieux définir le rôle d'un agrégat monétaire large à titre soit d'indicateur, soit de cible intermédiaire, et déterminer plus précisément sa relation avec les cibles opérationnelles. Il vaudrait également la peine de se pencher de nouveau sur l'emploi d'un agrégat très étroit, comme la base monétaire, à titre de cible opérationnelle comparativement à celui du taux d'intérêt à un jour.

Annexe
Effets de diverses sources d'incertitude sur le choix d'une cible opérationnelle

Le modèle qui suit est une adaptation de celui de McCallum (1989), auquel a été ajoutée l'incertitude relative au contrôle que la banque centrale exerce sur le taux d'intérêt pertinent à court terme.

Représentons la demande réelle de monnaie par

$$m_t = p_t + a_0 + a_1 y_t - a_2 i_t^c + \varepsilon_t , \tag{A1}$$

où m_t est le logarithme de l'agrégat monétaire large, p_t celui du niveau des prix, y_t celui du PIB réel, i_t^c le taux d'intérêt nominal qui entre dans la fonction de demande de monnaie et ε_t une variable aléatoire à bruit blanc qui résume l'incertitude liée à la demande réelle de monnaie. Pour les besoins de l'exposé, on peut considérer i_t^c comme le taux nominal à trois mois.

En calculant la dérivée totale de l'équation (A1), nous constatons que, à l'équilibre, l'inflation est due à un excédent de la croissance de l'offre de monnaie par rapport à celle de la demande réelle de monnaie.

Représentons l'offre de l'agrégat monétaire large par

$$m_t = b_0 + b_1 h_t + b_2 i_t^c + \zeta_t , \tag{A2}$$

où h_t est le logarithme de la base monétaire et ζ_t une variable aléatoire à bruit blanc qui résume l'incertitude relative au multiplicateur monétaire, avec une variance $\sigma_\zeta{}^2$.

Définissons une fonction combinant l'erreur d'anticipation et le résidu de la demande de monnaie par

$$z_t = p_t - p_t^e + y_t - y_t^e + \varepsilon_t , \tag{A3}$$

où la variance est égale à σ_z^2.

Supposons que m_t^* soit la quantité de monnaie au sens large compatible avec un taux de croissance conforme à la cible d'inflation fixée par la banque centrale. On peut démontrer que, si la banque centrale choisissait l'évolution de la base monétaire à titre de cible opérationnelle, l'erreur quadratique moyenne de l'inflation serait fournie par l'expression

$$E(m_t - m_t^*)^2 \Big|_{base} = \frac{a_2^2 \sigma_\zeta^2 + b_2^2 \sigma_z^2}{(a_2 + b_2)^2} . \tag{A4}$$

Si, par contre, la banque centrale choisissait le taux des fonds à un jour comme cible opérationnelle, elle chercherait à l'établir à un niveau produisant un taux d'intérêt nominal à trois mois qui se traduirait par une évolution de la monnaie au sens large compatible avec le taux d'inflation visé. Représentons le contrôle imparfait exercé sur le taux d'intérêt nominal à trois mois par

$$i_t^c = \bar{i}_t^c + \eta_t , \qquad \text{(A5)}$$

où $\bar{i}_t^c$ est le taux d'intérêt à trois mois qui est visé et η_t une variable aléatoire à bruit blanc qui résume l'incertitude relative au contrôle exercé sur le taux d'intérêt, avec une variance $\sigma_\eta{}^2$. Dans ce cas, on peut démontrer que l'erreur quadratique moyenne de l'inflation est donnée par l'expression

$$E(m_t - m_t^*)^2 \Big|_{i^c} = \sigma_z^2 + a_2^2 \sigma_\eta^2 . \qquad \text{(A6)}$$

Il découle de ce modèle qu'une condition suffisante, mais non nécessaire, pour que la base monétaire se révèle une cible opérationnelle supérieure au taux d'intérêt nominal est que l'incertitude globale entourant la demande de monnaie soit égale ou supérieure à l'incertitude relative au multiplicateur monétaire. Cela se vérifierait même si le contrôle du taux d'intérêt nominal à trois mois était parfait. Pour que le taux d'intérêt à un jour soit supérieur à la base monétaire sous l'angle de l'erreur quadratique moyenne de l'inflation, il faut que l'incertitude relative au multiplicateur monétaire soit importante par rapport à celle qui touche la demande de monnaie, que l'élasticité de la demande de monnaie au taux d'intérêt soit relativement élevée (c'est-à-dire que a_2 soit important par rapport à b_2) et que l'incertitude entourant le contrôle du taux d'intérêt nominal soit relativement faible.

Bibliographie

Bernanke, B. S., T. Laubach, F. S. Mishkin et A. S. Posen (1999). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton (New Jersey), Princeton University Press.

Campbell, J. Y. et P. Perron (1991). « Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots ». *In* : *NBER Macroeconomics Annual 1991*, sous la direction de S. Fisher, Cambridge (Massachusetts), MIT Press, p. 141-201.

DeJong, D. N., J. C. Nankervis, N. E. Savin et C. H. Whiteman (1992). « Integration versus Trend Stationarity in Time Series », *Econometrica*, vol. 60, n° 2, p. 423-433.

Dickey, D. A. et S. G. Pantula (1987). « Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 5, n° 4, p. 455-461.

Elliot, G., T. J. Rothenberg et J. H. Stock (1996). « Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root », *Econometrica*, vol. 64, n° 4, p. 813-836.

Hansen, B. E. (1992). « Testing for Parameter Instability in Linear Models », *Journal of Policy Modeling*, vol. 14, n° 4, p. 517-533.

Hansen, H. et S. Johansen (1993). « Recursive Estimation in Cointegrated VAR-Models », document de travail, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.

Johansen, S. et K. Juselius (1990). « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, n° 2, p. 169-210.

Lucas, R. E. Jr. (1977). « Understanding Business Cycles ». *In* : *Stabilization of the Domestic and International Economy*, sous la direction de K. Brunner et A. H. Meltzer, Amsterdam, North-Holland, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policies, vol. 5, p. 7-29.

McCallum, B. T. (1989). *Monetary Economics: Theory and Policy*, New York, Macmillan.

——— (1999). « Issues in the Design of Monetary Policy Rules ». *In* : *Handbook of Macroeconomics*, sous la direction de J. B. Taylor et M. Woodford, vol. 1c, Amsterdam, North-Holland, p. 1483-1530.

Ng, S. et P. Perron (1995). « Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, n° 429, p. 268-281.

——— (1997). « Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power », document de travail n° 369, Department of Economics, Boston College.

Orphanides, A. et S. van Norden (1999). *The Reliability of Output Gap Estimates in Real Time*, Finance and Economics Discussion Series n° 1999-38, Washington (D.C.), Board of Governors of the Federal Reserve System.

Pantula, S. G. et A. Hall (1991). « Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models: An Instrumental Variable Approach », *Journal of Econometrics*, vol. 48, n° 3, p. 325-353.

Perron, P. et G. Rodriguez (1998). *GLS Detrending, Efficient Unit Root Tests and Structural Change*, Cahier n° 1298, Montréal, Université de Montréal, Centre de recherche et développement en économique.

Pitarakis, J. Y. (1995). « Cointegration Analysis in Large Systems », thèse de doctorat, Department of Economics, Boston University.

Reimers, H. E. (1992). « Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration », *Statistical Papers*, vol. 33, p. 335-359.

Reinsel, G. C. et S. K. Ahn (1992). « Vector Autoregressive Models with Unit Roots and Reduced Rank Structure: Estimation, Likelihood Ratio Test, and Forecasting », *Journal of Time Series Analysis*, vol. 13, n° 4, p. 353-375.

Schwert, G. W. (1989). « Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 7, n° 2, p. 147-159.

Toda, H. Y. et P. C. B. Phillips (1994). « Vector Autoregression and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study », *Econometric Reviews*, vol. 13, nº 2, p. 259-285.

Commentaires

Tony S. Wirjanto

Dans son étude, Kim McPhail se penche sur deux questions importantes touchant la relation entre la monnaie et l'inflation au Canada. Elle cherche en particulier à savoir s'il existe des fonctions stables de demande à long terme pour la monnaie au sens large et si celle-ci aide à prévoir l'inflation aux horizons de quatre et de huit trimestres, une fois prise en compte l'influence de la production et des taux d'intérêt. Après une étude assez approfondie des données, l'auteure répond par l'affirmative aux deux questions, notamment lorsque la monnaie au sens large est définie par M2P augmenté des obligations d'épargne du Canada et des fonds communs de placement.

Je ferai porter mes commentaires sur la recherche de fonctions stables de demande de monnaie à long terme, puisqu'il s'agit d'une étape préalable à l'étude de la deuxième question et que le sujet est assez technique. Mais dans ma conclusion, j'essaierai de dépasser la dimension purement technique du document afin de montrer comment celui-ci peut contribuer au débat entourant la formulation de la politique monétaire, le sujet qui nous intéresse en définitive.

La majeure partie de mes remarques s'inspirent des résultats que McPhail présente pour les équations de demande de monnaie à long terme estimées sans contrainte, qui servent de point de départ à sa recherche d'une spécification. L'auteure met à l'essai douze définitions empiriques de la monnaie au sens large, depuis l'agrégat relativement liquide M2 jusqu'à l'agrégat assez peu liquide M5; les données qu'elle utilise vont du premier trimestre de 1970 au quatrième trimestre de 1998 dans le cas des six premières définitions et du premier trimestre de 1970 au quatrième trimestre de 1996 pour les six dernières. Le modèle vectoriel à correction d'erreurs (MVCE) de Johansen-Juselius sert de cadre à la recherche d'une

spécification de la demande de monnaie à long terme. Certaines des formulations sont estimées sans contrainte, tandis que d'autres, jugées compatibles avec les données, sont assujetties à des contraintes.

J'aimerais savoir en premier lieu si McPhail a inclus systématiquement un terme de dérive dans les MVCE qu'elle utilise et, dans la négative, si l'omission est justifiée. Je pose cette question parce que l'addition d'un terme de dérive au MVCE peut modifier complètement les résultats donnés par ce dernier, et notamment sa stabilité ou son instabilité. Compte tenu également de la taille limitée de l'échantillon, il semble prudent de recourir à un mécanisme quelconque pour corriger le biais que cela entraîne dans les statistiques de test utilisées ici (en particulier la trace), et ce, afin de réduire au maximum la fréquence des surrejets de l'hypothèse d'absence de cointégration. La littérature propose un certain nombre de mécanismes, dont certains sont relativement faciles à appliquer et d'autres plus complexes.

Je ferai remarquer en deuxième lieu que, si la plupart des déductions présentées dans l'étude sont le fruit d'un raisonnement formel, ce dont l'auteure doit être félicitée, certains énoncés à caractère déductif, en particulier en ce qui concerne la stabilité estimée du MVCE selon qu'on utilise une définition ou une autre de la monnaie au sens large, pèchent par manque de formalisme. Il serait bon d'adopter une méthode formelle permettant de différencier les divers MVCE selon leur stabilité sur échantillon, en l'absence de fondements théoriques pour appuyer ces définitions. On peut toutefois s'en passer si le but visé n'est pas d'obtenir une formulation optimale de la demande de monnaie.

Mon troisième commentaire porte sur la modélisation empirique du MVCE de manière générale. La vogue que connaît le MVCE depuis plusieurs années tient en bonne partie à ce qu'il permet aux chercheurs d'esquiver la question de l'exogénéité dans le processus de modélisation. Malheureusement, le prix à payer pour cela est une identification plus complexe dans un MVCE sans contrainte où il existe plus d'un vecteur de cointégration. De nombreuses études ont été consacrées au fil des ans à cette question et, par conséquent, à la façon de passer d'une spécification sans contrainte à une formulation avec contrainte, mais la plupart ont eu un caractère théorique. Les solutions proposées sont bien souvent, je le crains, difficiles ou impossibles à mettre en application lorsqu'on est en présence d'un échantillon de taille limitée (composé ici de 112 observations), d'un grand nombre de variables (cinq ou plus) et de retards (trois ou plus) pour chacune des variables, à moins qu'on ne se prononce au départ sur la question de l'exogénéité. L'absence de solutions applicables sur le plan empirique fait obstacle de façon presque certaine à une évaluation efficace du comportement structurel, notamment quand les chercheurs s'efforcent de

déterminer si des changements structurels se sont produits durant la période d'estimation — ce qui est le cas de l'étude qui nous occupe.

À titre d'exemple, s'il existe cinq variables et trois retards pour chacune d'elles dans un VAR sans contrainte, il nous faut estimer au total 75 paramètres à l'aide de 112 observations seulement. Si, par contre, nous considérons deux des cinq variables comme faiblement exogènes, le nombre de paramètres à estimer dans le VAR se trouve ramené à 30. Cet exemple simple montre bien que, en l'absence d'hypothèses d'identification supplémentaires, il sera vraisemblablement difficile de déterminer le nombre exact de vecteurs de cointégration et que le résultat sera, dans le meilleur des cas, peu fiable. La recherche d'une bonne formulation du MVCE structurel s'en trouve compliquée. Il est souhaitable de classer les variables du MVCE en variables exogènes et endogènes au début du processus de modélisation, afin de réduire considérablement le nombre de paramètres du système et d'améliorer l'efficacité des tests visant à déterminer le nombre de vecteurs de cointégration. À l'étape suivante, nous pouvons imposer un ensemble de contraintes d'identification exacte aux vecteurs de cointégration et faire entrer ceux-ci dans le MVCE, de manière que tous les vecteurs de cointégration soient incorporés à chaque équation décrivant une variable endogène. À mesure que les vecteurs de cointégration sont testés, il devient possible non seulement de simplifier et d'estimer la dynamique du modèle, mais aussi d'en établir les liens de causalité en éliminant de chaque équation les vecteurs de cointégration qui n'y ont pas leur place.

Voilà qui m'amène à ma conclusion. Les commentaires qui viennent d'être consacrés aux aspects techniques de l'étude ne doivent pas en masquer le résultat essentiel, à savoir qu'il existe au Canada des fonctions stables de demande de monnaie à long terme pour certains agrégats au sens large et que ceux-ci peuvent servir à la prévision de l'inflation. Ne serait-ce que pour ce seul résultat, l'auteure mérite d'être félicitée, car son étude apporte de l'eau au moulin de ceux qui pensent que les agrégats monétaires au sens large peuvent jouer un rôle dans l'élaboration de la politique monétaire canadienne. Bien entendu, le fait qu'aucune trace d'instabilité sur échantillon n'ait été décelée dans les fonctions de demande à long terme relatives à certains des agrégats que McPhail a étudiés ne garantit pas en soi que ces derniers resteront stables à l'avenir. Nous ne nous attendons d'ailleurs pas à ce qu'il en soit ainsi, vu l'évolution continuelle des marchés financiers. Cela ne constitue cependant pas une raison suffisante pour que les autorités monétaires se gardent de considérer ces agrégats comme des cibles intermédiaires informelles; il est possible en particulier d'observer les changements au fur et à mesure qu'ils se produisent et donc de tenir compte

comme il se doit de leurs effets, et plus d'un agrégat pourrait être utilisé à cette fin.

Je terminerai en faisant remarquer que, si la question de la stabilité des agrégats monétaires au sens large est importante lorsqu'on veut déterminer s'ils pourraient servir de cibles intermédiaires informelles dans la conduite de la politique monétaire, il ne s'agit certainement pas d'une question clé. Il m'apparaît que l'essentiel à ce propos est de savoir dans quelle mesure ces agrégats peuvent être régulés par les autorités monétaires. Il conviendra d'étudier plus à fond et de clarifier dans un avenir prochain cette question de la capacité de régulation des autorités monétaires.

Discussion générale

David Laidler fait valoir que les relations de cointégration et le coefficient négatif du taux de rendement des avoirs concurrents semblent compatibles avec un effet de liquidité s'exerçant par le truchement des taux d'intérêt plutôt qu'avec un effet lié aux attentes. Si celles-ci étaient seules en cause, on aurait plutôt observé selon lui une offre excédentaire de monnaie au sens large et une augmentation du taux de rendement des avoirs concurrents. Ces résultats cadrent plutôt avec le rôle actif que l'on attribue traditionnellement à la monnaie au sens large dans les manuels. Ainsi, un accroissement du stock de monnaie entraînerait une baisse du taux de rendement nominal des actifs concurrents.

McPhail convient que cette interprétation est possible, tout en soulignant que l'écart monétaire semble avoir sur les taux d'intérêt une incidence importante sur le plan empirique peu importe la spécification retenue. Alain Paquet fait remarquer que les deux interprétations sont compatibles. Étant donné que les modèles vectoriels à correction d'erreurs (MVCE) sont des formes réduites, une modification des taux d'intérêt autorise une interprétation compatible avec les arguments de Laidler même si leurs coefficients ne sont pas significatifs.

Graeme Wells signale que la demande de monnaie ne se comporte pas comme la demande de biens tangibles. Il propose une formulation du MVCE dans laquelle les agents modifient leurs encaisses réelles plutôt que nominales et où l'inflation figure du côté droit, avec un signe négatif. Cette sorte de spécification avait été essayée au cours des années 1970 et au début des années 1980, mais ne s'était pas révélée concluante; peut-être vaudrait-il la peine maintenant de revenir sur elle, pour voir si elle peut expliquer certaines prévisions de l'inflation.

---

* Le présent sommaire a été rédigé par Carol Ann Northcott.

McPhail explique que, dans ce genre de spécification, l'inflation attendue provoque une réduction des encaisses, sous l'effet d'une variation du coût lié à la détention de liquidités plutôt que d'avoirs concurrents. Son modèle comporte une variable servant à saisir le taux de rendement d'actifs tels que le logement, qui sont en concurrence avec la monnaie au sens large et sont étroitement liés à l'inflation. Par conséquent, une hausse de ce taux de rendement donnerait lieu à une diminution des encaisses réelles.

Robert Jones fait observer que certaines des mesures de la monnaie au sens large comprennent les bons du Trésor ou les obligations, dont l'encours varie en fonction de l'état des finances publiques. Il se demande si le pouvoir de prévision des agrégats monétaires les plus larges ne provient pas de l'orientation de la politique budgétaire, qui ne figure pas à titre de variable dans le modèle. McPhail réplique qu'il ne s'agit pas d'un problème important sur le plan empirique, le montant des titres d'emprunt inclus dans les agrégats en question étant relativement faible.

Enfin, Stefan Gerlach, de la Banque des Règlements Internationaux, suggère deux améliorations au modèle, dont McPhail reconnaît l'utilité. Tout d'abord, dans les modèles de ce genre, où les prix et la croissance monétaire sont intégrés d'ordre 2, il est courant de faire intervenir le stock de monnaie réel et le taux d'inflation. Étant donné que l'inflation n'est pas stationnaire, elle peut être incluse dans le MVCE, ce qui permet d'évaluer directement l'influence éventuelle de l'écart monétaire sur l'inflation. Sa seconde suggestion est d'incorporer au MVCE une tendance qui pourrait être cointégrée avec le niveau de la production. La production corrigée de la tendance fournirait une mesure de l'écart de production, et il serait ainsi possible d'établir directement si l'écart de production a une incidence plus marquée que l'écart monétaire sur l'inflation.

120

Les agrégats monétaires et la politique monétaire

Apostolos Serletis et Terence E. Molik

Introduction

La détection des chocs de politique monétaire a suscité récemment un regain d'intérêt parmi les économistes, notamment dans les banques centrales. Il s'agit de trouver une variable ou une combinaison de variables qui mesure de façon appropriée l'orientation, c'est-à-dire le degré d'assouplissement ou de resserrement, de la politique monétaire. De nombreuses variables ont été employées à cette fin au fil des années. Par exemple, les monétaristes des années 1960 et 1970, comme Friedman et Schwartz (1963) ou Cagan (1972), mettaient l'accent sur les agrégats monétaires comme M1 et M2 à titre d'indicateurs de la politique monétaire. Ils faisaient valoir que ces agrégats étaient des indicateurs avancés de la production et des prix et variaient dans le même sens que la production (à court terme du moins) et le niveau des prix (à tout le moins à long terme).

L'utilisation des agrégats monétaires à titre d'indicateurs de la politique monétaire ne fait toutefois pas l'unanimité, car ces agrégats peuvent varier sous l'influence de facteurs autres que les modifications de la politique monétaire — par exemple celles de la demande de monnaie ou du comportement des banques attribuables à l'évolution de la conjoncture au cours des différentes phases du cycle économique. Cette difficulté a conduit

* Nous tenons à remercier Joseph Atta-Mensah, Kevin Clinton, Agathe Côté, Sarah Hu, Loretta Nott et Micheline Roy de leurs commentaires et suggestions utiles. Apostolos Serletis sait gré au Conseil de recherches en sciences humaines du Canada de l'aide financière que celui-ci lui a fournie.

plus d'un économiste à se tourner soit vers les chiffres inscrits au bilan de la banque centrale, par exemple la base monétaire et diverses mesures des réserves (pour le motif que leurs variations obéissent principalement aux modifications de la politique monétaire), soit vers des taux d'intérêt déterminés par le marché, comme le taux du financement à un jour et les écarts entre les taux de rendement pour différentes échéances.

L'emploi des agrégats monétaires à titre d'indicateurs de la politique monétaire soulève un autre problème. En effet, les nombreuses études consacrées à l'influence de la monnaie sur l'économie font appel à des grandeurs monétaires officielles calculées par sommation simple. Des agrégats calculés de cette manière conviennent dans certaines conditions mais, si les prix relatifs de leurs composantes fluctuent dans le temps (comme semblent le montrer les observations), une agrégation par sommation simple produit des définitions de la monnaie qui ne sont pas satisfaisantes du point de vue théorique. Le problème tient à une mauvaise prise en compte des effets de substitution qu'implique une agrégation par sommation simple, de sorte que les agrégats monétaires obtenus ne mesurent pas de façon exacte la quantité effective de produits monétaires que choisissent (dans l'agrégat) les agents économiques ayant un comportement d'optimisation.

Les recherches menées récemment ont été axées sur les améliorations qu'on peut obtenir en s'appuyant de façon rigoureuse sur des fondements microéconomiques et sur la théorie de l'agrégation pour élaborer les agrégats monétaires. Cette nouvelle approche de l'agrégation, qui a été préconisée par Barnett (1980), a conduit à l'établissement d'agrégats monétaires appartenant à la catégorie des indices quantitatifs superlatifs de Diewert (1976) — l'exemple le plus récent nous en étant fourni par Anderson, Jones et Nesmith (1997a et b). Les nouveaux agrégats sont les indices de services monétaires de Barnett (également appelés agrégats de Divisia) et les indices « équivalent monnaie » (EM) de Rotemberg (1991) — voir aussi Rotemberg, Driscoll et Poterba (1995). Ces agrégats représentent une solution de rechange viable et appropriée (du point de vue théorique) aux agrégats calculés par sommation simple auxquels recourent encore les banques centrales, de même que les chercheurs.

L'un des buts de la présente étude est d'examiner le rôle des agrégats monétaires établis par sommation simple, selon la méthode de Divisia et suivant la méthode EM dans la conduite de la politique monétaire canadienne, à l'aide de données trimestrielles allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998. Nous étudierons les corrélations contemporaines avec le cycle (extrait au moyen du filtre de Hodrick-Prescott) et ferons appel à des tests d'intégration et de cointégration, à une relation de causalité formalisée à l'aide d'une seule équation (les propriétés

temporelles des données étant imposées dans l'estimation et les tests d'hypothèse), ainsi qu'à un cadre vectoriel autorégressif (VAR) à équations multiples, dans lequel toutes les variables sont considérées comme faisant partie d'un même processus.

L'étude obéit au plan suivant. La première section traite brièvement du problème de la définition (de l'agrégation) de la monnaie. Les données sont décrites à la section suivante. La troisième section résume certains faits stylisés concernant les covariations dynamiques des différentes séries de la monnaie et du PIB réel, à l'aide de la méthode proposée par Kydland et Prescott (1990). À la quatrième section, nous examinons les propriétés chronologiques des variables prises une à une et tentons d'établir s'il existe une relation d'équilibre en longue période entre la monnaie, les prix et le revenu. À la cinquième section, nous étudions l'étroitesse de la relation empirique entre la monnaie, d'une part, et le revenu et les prix, d'autre part, en appliquant des tests de causalité à un modèle doté d'une seule équation, tandis qu'à la sixième, nous analysons la robustesse des résultats dans un cadre VAR à équations multiples. La dernière partie tient lieu de conclusion.

1 Les nombreuses définitions de la monnaie

Les agrégats monétaires que la Banque du Canada et beaucoup d'autres banques centrales utilisent actuellement sont obtenus par sommation simple. La caractéristique essentielle de cette méthode d'agrégation est d'attribuer un poids constant et égal à un à toutes les composantes. L'agrégat M revêt alors la forme

$$M = \sum_{i=1}^{n} x_i, \qquad (1)$$

où x_i est l'une des n composantes monétaires de l'agrégat. Cet indice établi par sommation repose sur l'hypothèse que les prix relatifs des diverses composantes monétaires sont constants et égaux dans le temps; il faut par conséquent que les divers actifs monétaires qui entrent dans sa composition soient non seulement parfaitement substituables, mais substituables aussi à valeur égale. Or, les résultats empiriques montrent que cette hypothèse est tout à fait irréaliste — voir par exemple Fleissig et Serletis (1999).

Au fil des années, nombre d'économistes ont essayé d'appliquer une formule de pondération linéaire convenable aux avoirs monétaires dans un indice à somme simple. Cependant, toute formule de pondération dépourvue de fondement théorique est contestable. Les travaux de Diewert (1976 et 1978) et de Barnett (1980) ont contribué dans une mesure importante à l'établissement d'agrégats monétaires conformes à la théorie

microéconomique et aux principes théoriques de l'agrégation. Ces agrégats sont basés sur une catégorie dite superlative d'indices quantitatifs. L'un des plus importants de ces indices est l'indice de Divisia qui s'applique en temps discret :

$$\log M_t^D - \log M_{t-1}^D = \sum_{i=1}^{n} s_{it}^*(\log x_{it} - \log x_{i,t-1}). \tag{2}$$

L'équation (2) exprime le taux de croissance de l'agrégat monétaire sous la forme d'une moyenne pondérée des taux de croissance des actifs qui entrent dans sa composition.

$$s_{it} = \pi_{it}x_{it}/\Sigma\pi_{jt}x_{jt}$$

est la part de l'actif i dans les dépenses pendant la période t et

$$s_{it}^* = \frac{1}{2}(s_{it} + s_{i,t-1})$$

est la moyenne des parts observées sur deux périodes consécutives. π_{it} est le coût de l'actif i pour l'utilisateur, tel que l'a calculé Barnett (1978),

$$\pi_{it} = \frac{R_t - r_{it}}{1 + R_t}, \tag{3}$$

où r_{it} est le taux de rendement de l'actif i, et R_t le taux de rendement de l'actif de référence (en théorie, celui qui offre le rendement le plus élevé). L'actif de référence sert uniquement à transférer la richesse d'une période à une autre. Le coût de l'actif i pour l'utilisateur est le coût d'opportunité des services fournis par cet actif pendant la période considérée — pour en savoir davantage sur la méthode d'agrégation monétaire de Divisia, consulter Barnett, Fisher et Serletis (1992).

La liste des divers indices susceptibles de trouver des applications dans le domaine des agrégats monétaires s'est enrichie récemment de l'indice équivalent monnaie (EM) de Rotemberg, Driscoll et Poterba (1995) :

$$EM_t = \sum_{i=1}^{n} \frac{R_t - r_{it}}{R_t} x_{it}. \tag{4}$$

Il s'agit essentiellement d'un indice établi par sommation, avec l'ajout d'une formule simple de pondération. Lorsqu'un actif monétaire entrant dans l'agrégat, par exemple la monnaie hors banques, ne rapporte aucun intérêt, il est ajouté au stock d'actifs monétaires avec une pondération égale à un. La

pondération attribuée à l'actif tend vers zéro lorsque son taux de rendement tend vers R_t, l'actif en venant à se comporter davantage comme l'actif de référence (qui sert aux transferts de richesse) et moins comme l'argent liquide.

En gros, l'indice EM diffère de l'indice de Divisia de la même façon qu'un indice établi par sommation simple : dans la plupart des cas, l'indice EM fournit une mesure des stocks (bien que différente de celle que fournit un indice établi par sommation simple), et l'indice de Divisia une mesure des flux. Plus précisément, l'indice EM mesure le stock de richesse monétaire tandis que l'indice de Divisia mesure le flux de services monétaires. Toutefois, les indices EM et à sommation simple peuvent tous deux servir à mesurer le flux de services monétaires si un certain nombre de conditions sont remplies.

La différence essentielle entre les indices EM et à sommation simple est que l'indice EM peut mesurer le flux de services monétaires moyennant un ensemble d'hypothèses moins restrictif que celui qu'exige un indice établi par sommation simple (c'est-à-dire une substituabilité parfaite, à valeur égale, des actifs qui entrent dans la composition de l'indice). Pour plus de détails concernant l'indice de Divisia et l'indice EM, voir Rotemberg (1991) et Barnett (1991).

Dans la présente étude, nous faisons appel à des agrégats monétaires établis par sommation simple, par la méthode de Divisia et par la méthode EM pour étudier la relation entre la monnaie, les prix et le revenu au Canada. Les données trimestrielles utilisées vont du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998 et sont décrites dans la section qui suit.

2 Les données

Nous commençons par la liste des avoirs monétaires dont la Banque du Canada se sert pour élaborer cinq agrégats couramment utilisés : M1, M1+, M1++, M2 et M3. Nous laissons de côté les deux autres agrégats monétaires — M2+ et M2++ — parce qu'il n'existe pas de statistiques sur les taux d'intérêt pour certaines de leurs composantes. Ainsi que le montre le Tableau 1, les agrégats M1, M1+, M1++, M2 et M3 sont établis de manière récursive, par ajouts successifs d'avoirs à M1 jusqu'à l'obtention du plus large des agrégats en question (M3).

Comme nous l'avons vu précédemment, les agrégats monétaires actuellement utilisés par la Banque sont des indices à somme simple dans lesquels chaque composante monétaire est affectée d'une pondération égale à un. Pour élaborer des agrégats monétaires de Divisia et EM, au contraire, il faut d'abord calculer le coût des actifs monétaires pour l'utilisateur,

Tableau 1
Agrégats monétaires utilisés par la Banque du Canada et leurs composantes

Agrégat monétaire	Composante	N° dans la base CANSIM
	Monnaie hors banques	B2001
	Comptes de chèques personnels	B486
M1	Comptes courants	B487
	Dépôts d'épargne transférables par chèque des particuliers	B452
M1+	Autres dépôts à préavis transférables par chèque	B472
	Dépôts d'épargne non transférables par chèque des particuliers	B453
M1++	Autres dépôts à préavis non transférables par chèque	B473
M2	Dépôts d'épargne à terme fixe des particuliers	B454
	Autres dépôts à terme	B475
M3	Dépôts en devises étrangères	B482

conformément à l'équation (3). Pour cela, nous posons que le coût de la monnaie hors banques est égal à zéro et utilisons le taux de rendement implicite, comme Klein (1974) et Startz (1979), pour calculer le coût des dépôts à vue (séries B486 et B487 de la base de données CANSIM) d'après la formule

$$r_D = (1 - \kappa) r_A,$$

où r_A est le taux d'intérêt d'un actif de remplacement, et κ une estimation du coefficient de réserve obligatoire maximal. Nous avons choisi pour r_A le taux d'intérêt offert sur les obligations de trois à cinq ans du gouvernement canadien (série B14010 de CANSIM); κ est obtenu à partir des coefficients de réserves primaires et secondaires applicables aux dépôts à vue pendant la période d'estimation.

Le taux d'intérêt relatif à la série B452 est donné par le taux offert sur les dépôts d'épargne transférables par chèque des particuliers (série B14035 de CANSIM) de janvier 1974 à septembre 1982 et par le taux d'intérêt sur les comptes de chèques à intérêt quotidien au delà de 5 000 $ (*CCIQ 5K+*) d'octobre 1982 à juin 1998. En ce qui concerne le taux d'intérêt relatif à la série B453, nous prenons le taux des dépôts d'épargne non transférables par chèque des particuliers (série B14019 de CANSIM) de janvier 1974 à décembre 1986, le taux relatif aux dépôts d'épargne à intérêt quotidien au delà de 25 000 $ (*DEIQ* 25K+) de janvier 1987 à janvier 1988 et la moyenne de *DEIQ* 25K+ et de *DEIQ* 75K+ de février 1988 à juin 1998. Nous postulons enfin que le taux de base des prêts bancaires (série B14020 de

CANSIM) correspond au taux d'intérêt relatif à la série B475, que le taux pratiqué sur les dépôts en eurodollars américains (série B54415 de CANSIM) représente le taux d'intérêt se rapportant à B482, que le taux des dépôts à cinq ans (série B14045 de CANSIM) est le taux d'intérêt relatif à B454 et que le taux des dépôts à terme fixe de 90 jours des particuliers (série B14043 de CANSIM) représente le taux d'intérêt applicable tant à B472 qu'à B473. Le taux des dépôts à cinq ans a été corrigé au moyen de la courbe de rendement afin d'éliminer la prime relative aux actifs à long terme.

Nous utilisons des données désaisonnalisées et une variable susceptible de représenter convenablement le taux d'intérêt de référence (Molik, 1999, fournit plus de précisions sur ces points) pour élaborer des agrégats monétaires par sommation simple, selon la méthode de Divisia et suivant la méthode EM aux niveaux d'agrégation correspondant à ceux de M1, M2, M3, M1+ et M1++. Les Figures 1 à 5 fournissent une représentation graphique de ces agrégats monétaires. Comme le montrent les graphiques, les fluctuations varient selon le niveau de même que les méthodes d'agrégation, ce qui illustre la complexité des questions d'agrégation monétaire — un point qu'il conviendra de garder à l'esprit lors de l'interprétation des résultats.

3 Quelques faits stylisés sur le cycle économique

Pour décrire les faits stylisés, nous appliquons la méthode qui consiste à distinguer les composantes tendancielle et cyclique des données à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott (HP); voir Prescott (1986). Lorsqu'on considère le logarithme d'une série chronologique X_t, prenant les valeurs $t = 1, 2, \ldots, T$, cette méthode définit la composante tendancielle ou de croissance, notée τ_t, pour $t = 1, 2, \ldots, T$, comme la solution du problème de minimisation suivant :

$$\min_{\tau_t} \sum_{t=1}^{T} (X_t - \tau_t)^2 + \mu \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2, \qquad (5)$$

de sorte que X_t Divisia moins τ_t est la série filtrée. Plus μ est élevé, plus la tendance est lisse; quand $\mu = \infty$, la tendance est linéaire. Dans nos calculs, nous posons $\mu = 1\,600$, comme le recommandent Kydland et Prescott (1990).

Nous mesurons le degré de covariation d'une série monétaire avec le cycle par la taille du coefficient de corrélation $\rho(j), j \in \{0, \pm1, \pm2, \ldots\}$. Le coefficient de corrélation contemporaine, $\rho(0)$, nous renseigne sur le degré de covariation contemporaine de la série et de la variable cyclique

Figure 1
M1 somme, M1 Divisia et M1 EM

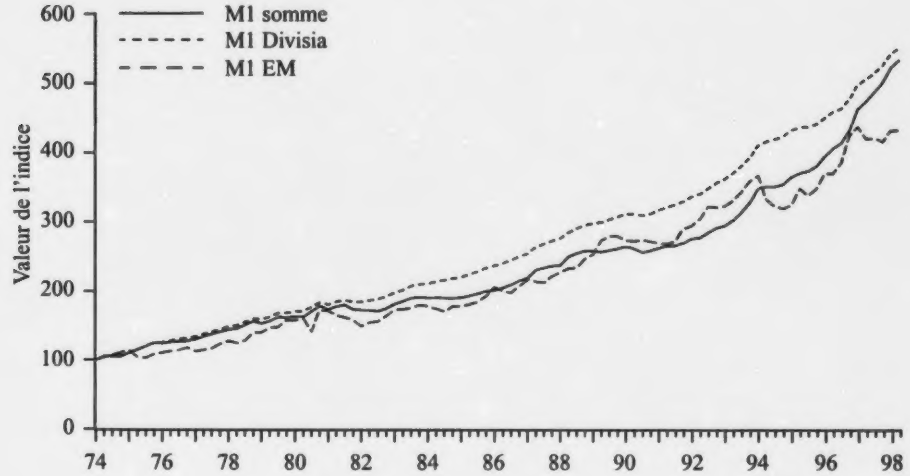


Figure 2
M2 somme, M2 Divisia et M2 EM

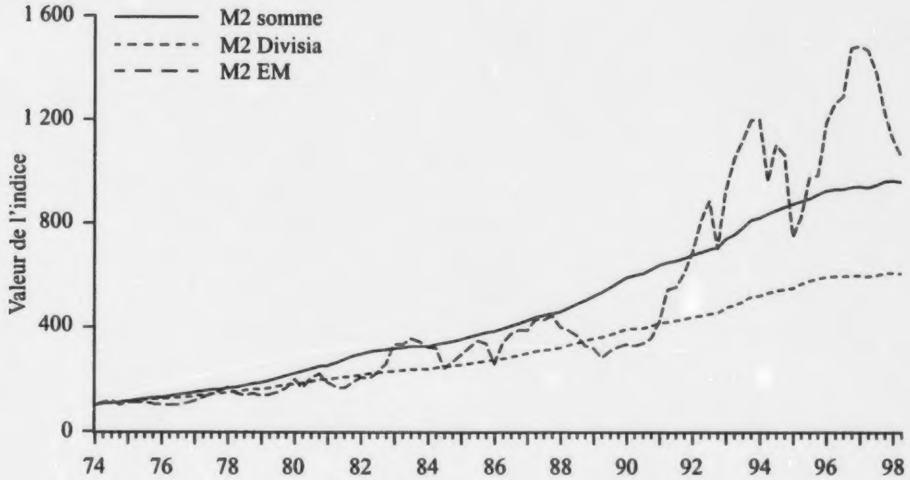


Figure 3
M3 somme, M3 Divisia et M3 EM

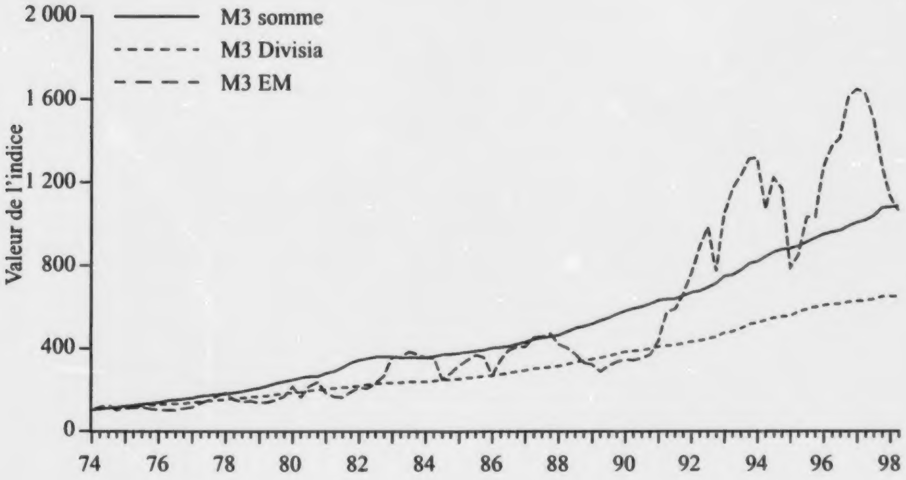


Figure 4
M1+ somme, M1+ Divisia et M1+ EM

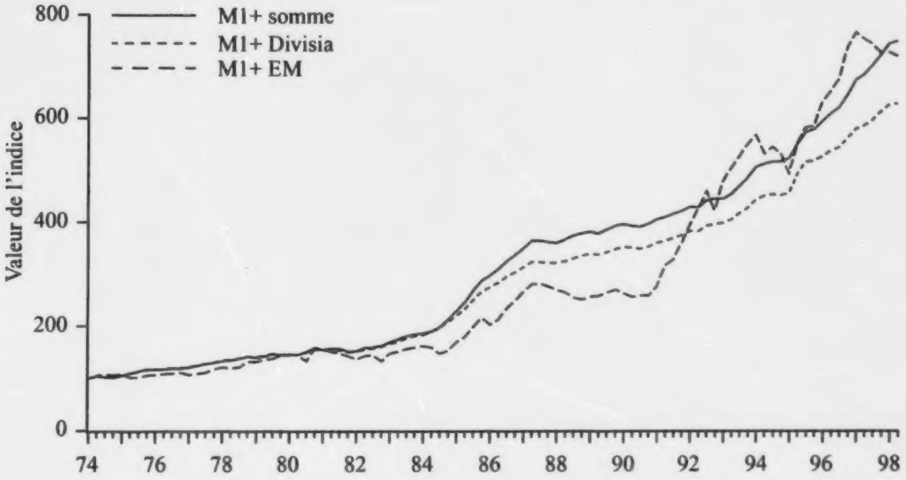
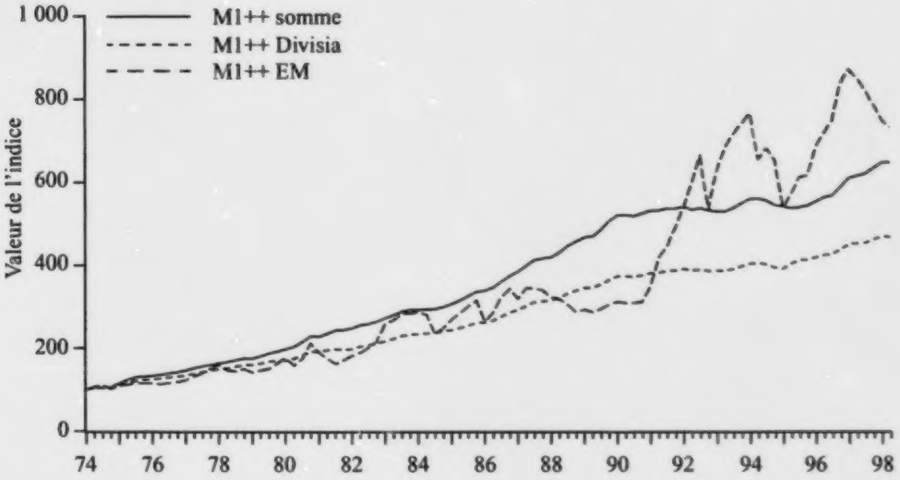


Figure 5
M1++ somme, M1++ Divisia et M1++ EM



pertinente. Plus particulièrement, selon que $\rho(0)$ est positif, nul ou négatif, la série est procyclique, acyclique ou anticyclique respectivement. Certains auteurs comme Fiorito et Kollintzas (1994) avancent que, dans le cas d'échantillons d'une taille comparable à celle des nôtres, on peut affirmer que la corrélation contemporaine avec le cycle est forte si $0.5 \leq |\rho(0)| \leq 1$, faible si $0.2 \leq |\rho(0)| < 0.5$ et nulle si $0 \leq |\rho(0)| < 0.2$. Par ailleurs, $\rho(j), j \in \{\pm 1, \pm 2, \ldots\}$ — le coefficient de corrélation croisée — nous renseigne sur le changement de phase de la série considérée par rapport au cycle. Si $|\rho(j)|$ atteint une valeur maximale pour une valeur positive, nulle ou négative de j, c'est que la série devance le cycle de j périodes, est synchrone ou est en retard sur le cycle de j périodes respectivement.

Au Tableau 2, nous présentons les corrélations contemporaines de même que les corrélations croisées — avec des décalages (dans un sens ou dans l'autre) de 1, 2, 3, 4, 6 et 9 trimestres — entre la composante cyclique de la monnaie et la composante cyclique de la production réelle. On constate que M1 somme, M1 Divisia, M1+ somme et M1+ Divisia sont procycliques (ce caractère étant particulièrement marqué pour M1 Divisia) et devancent le cycle; rappelons qu'un agrégat monétaire devance l'évolution cyclique si ses corrélations croisées avec la production réelle future sont supérieures (en valeur absolue) à la corrélation contemporaine. M3 somme, M2 EM, M3 EM et M1++ EM sont anticycliques, tandis que le reste des agrégats sont acycliques. Ces résultats semblent étayer l'existence d'un effet de la monnaie sur la production réelle uniquement dans le cas des agrégats M1

Tableau 2

Corrélations contemporaines des agrégats monétaires avec la composante cyclique du PIB réel

$\rho(M_t, Y_{t+j}), j = -9, -6, -4, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, 4, 6, 9$

Série	j = –9	j = –6	j = –4	j = –3	j = –2	j = –1	j = 0	j = 1	j = 2	j = 3	j = 4	j = 6	j = 9
M1 somme	0,108	0,031	0,016	0,063	0,180	0,345	0,489	0,637	0,687	0,582	0,428	0,115	–0,236
M1 Divisia	–0,120	–0,118	–0,060	0,019	0,177	0,371	0,536	0,704	0,764	0,669	0,524	0,217	–0,135
M1 EM	0,154	0,133	0,025	–0,006	0,029	0,098	0,193	0,264	0,252	0,202	0,180	–0,010	–0,214
M2 somme	0,213	0,402	0,366	0,267	0,137	–0,023	–0,186	–0,304	–0,388	–0,447	–0,480	–0,479	–0,423
M2 Divisia	0,054	0,381	0,364	0,247	0,139	0,053	–0,005	–0,007	–0,016	–0,063	–0,127	–0,271	–0,375
M2 EM	0,033	–0,193	–0,486	–0,569	–0,622	–0,601	–0,454	0,243	–0,047	0,124	0,260	0,391	0,304
M3 somme	0,257	0,287	0,277	0,197	0,081	–0,066	–0,251	–0,398	–0,490	–0,530	–0,524	–0,390	–0,311
M3 Divisia	0,104	0,404	0,390	0,266	0,156	0,062	–0,014	–0,029	–0,042	–0,085	–0,143	–0,272	–0,391
M3 EM	0,028	–0,200	–0,493	–0,573	–0,623	–0,599	–0,449	–0,235	–0,042	0,123	0,259	0,385	0,289
M1+ somme	–0,134	0,234	0,282	0,275	0,297	0,350	0,414	0,492	0,522	0,484	0,425	0,324	0,296
M1+ Divisia	–0,206	0,173	0,264	0,271	0,303	0,364	0,433	0,512	0,545	0,511	0,461	0,371	0,324
M1+ EM	0,027	–0,048	–0,185	–0,260	–0,172	–0,083	0,057	0,169	0,240	0,287	0,315	0,320	0,293
M1++ somme	0,578	0,424	0,159	0,038	–0,031	–0,060	–0,055	–0,010	–0,007	–0,088	–0,197	–0,373	0,346
M1++ Divisia	0,545	0,413	0,142	0,006	–0,042	–0,012	0,061	0,179	0,228	0,153	0,028	–0,208	–0,280
M1++ EM	0,003	–0,273	–0,556	–0,640	–0,675	–0,606	–0,414	–0,185	0,002	0,148	0,257	0,342	0,328

Nota : Données allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998

somme, M1 Divisia, M1+ somme et M1+ Divisia; ils font aussi ressortir quelques différences entre les agrégats monétaires établis par sommation simple, selon la méthode de Divisia et suivant la méthode de l'équivalent monnaie.

4 Propriétés d'intégration et de cointégration des données

4.1 Tests d'intégration

Lorsqu'on utilise une seule équation, l'estimation et les tests d'hypothèse dépendent dans une mesure considérable des propriétés temporelles de chacune des variables. Aussi allons-nous essayer de détecter la présence de racines unitaires en nous servant de trois techniques de test différentes pour faire face aux anomalies qui surviennent quand les données n'indiquent pas clairement s'il existe ou non une racine unitaire.

Dans les deux premières colonnes du Tableau 3, nous présentons les valeurs du risque de première espèce correspondant au test augmenté de Dickey-Fuller (ADF) (voir Dickey et Fuller, 1981) et au test non paramétrique, $Z(\tau_{\hat{\alpha}})$ de Phillips (1987) et de Phillips et Perron (1988). Ces valeurs (calculées au moyen du programme TSP 4.5) sont fondées sur les estimations des surfaces de réaction fournies par MacKinnon (1994). Dans le cas du test ADF, la durée optimale des retards a été déterminée au moyen du critère d'information d'Akaike (CIA) plus 2 — Pantula, Gonzalez-Farias et Fuller (1994) donnent plus de précisions sur les avantages du recours à ce critère. Le test $Z(\tau_{\hat{\alpha}})$ a été appliqué au moyen des mêmes variables de régression de Dickey-Fuller, sans que le nombre des retards ne soit augmenté. Les risques de première espèce calculés pour les tests ADF et $Z(\tau_{\hat{\alpha}})$ (partie A du Tableau 3) ne permettent pas de rejeter de façon générale, aux seuils de signification habituels, l'hypothèse nulle d'une racine unitaire dans les données en niveaux. Cela est compatible avec l'argument de Nelson et Plosser (1982) selon lequel la plupart des séries macroéconomiques renferment une tendance stochastique.

Dans les tests de racine unitaire que nous avons évoqués jusqu'ici, l'existence d'une racine unitaire est l'hypothèse nulle à tester. Conformément à la manière classique d'effectuer les tests d'hypothèse, l'hypothèse nulle est acceptée en l'absence de preuve convaincante du contraire. Toutefois, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (1992) font valoir que des tests de racine unitaire de ce genre ne permettent pas de rejeter l'existence d'une racine unitaire parce qu'ils ne sont pas assez puissants par rapport aux hypothèses alternatives. Par conséquent, ils proposent plutôt d'adopter l'hypothèse de racine unitaire pour hypothèse

Tableau 3
Résultats des tests de racine unitaire et de stationnarité des variables

	A. Niveaux en logarithme				B. Différences premières des niveaux en logarithme			
	Risque de 1ʳᵉ espèce		Statistique t KPSS		Risque de 1ʳᵉ espèce		Statistique t KPSS	
Série	ADF	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	$\hat{\eta}_\mu$	$\hat{\eta}_\tau$	ADF	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	$\hat{\eta}_\mu$	$\hat{\eta}_\tau$
M1 somme	0,949	0,958	1,227*	0,267*	0,045	0	0,287	0,205*
M1 Divisia	0,13	0,265	1,289*	0,308*	0,029	0	0,192	0,159*
M1 EM	0,029	0,014	1,284*	0,292*	0	0	0,034	0,025
M2 somme	0,98	0,993	1,289*	0,314*	0,06	0	1,558*	0,102
M2 Divisia	0,976	0,99	1,290*	0,315*	0,009	0	1,049*	0,139
M2 EM	0,061	0,111	1,093*	0,253*	0	0	0	0,041
M3 somme	0,367	0,838	1,280*	0,311*	0,032	0	1,057*	0,176*
M3 Divisia	0,829	0,613	1,276*	0,322*	0,14	0	0,621*	0,175*
M3 EM	0,052	0,091	1,079*	0,244*	0	0	0,048	0,041
M1+ somme	0,091	0,663	1,275*	0,246*	0,404	0	0,147	0,128
M1+ Divisia	0,044	0,601	1,280*	0,249*	0,252	0	0,122	0,116
M1+ EM	0,378	0,631	1,144*	0,301*	0,001	0	0,115	0,052
M1++ somme	0,98	0,976	1,324*	0,13	0,011	0	1,210*	0,061
M1++ Divisia	0,949	0,977	1,330*	0,125	0	0	1,017*	0,049
M1++ EM	0,072	0,097	1,182*	0,233*	0	0	0,053	0,039
Indice implicite des prix	0,906	0,985	1,298*	0,308*	0	0	2,784*	0,097
PIB nominal	0,868	0,981	1,329*	0,102	0,007	0	1,789*	0,215*
PIB réel	0,152	0,588	1,319*	0,06	0,01	0	1,685*	0,118

Nota : Données allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998. Les chiffres présentés dans les colonnes ADF et $Z(t_{\hat{\alpha}})$ sont les aires des zones de rejet dans les tests de racine unitaire. Un astérisque (après une statistique t KPSS) indique un caractère significatif au seuil de 5 %. Les valeurs critiques au seuil de 5 % pour les statistiques t KPSS $\hat{\eta}_\mu$ et $\hat{\eta}_\tau$ (fournies par Kwiatkowski et coll., 1992) sont de 0,463 et de 0,146 respectivement.

alternative et de tester la validité de l'hypothèse de stationnarité par rapport à elle. Selon eux, de tels tests (appelés ci-après tests KPSS) devraient compléter les tests de racine unitaire. En évaluant à la fois l'hypothèse de racine unitaire et l'hypothèse de stationnarité, on devrait pouvoir distinguer les séries qui paraissent stationnaires, celles qui semblent intégrées et celles qui ne permettent guère de déterminer si elles sont stationnaires ou comportent une racine unitaire.

Les résultats des tests KPSS visant à évaluer la stationnarité des séries en niveau et en tendance sont présentés à la partie A du Tableau 3, aux colonnes KPSS. Ainsi qu'on peut le constater, la statistique $\hat{\eta}_\mu$ relative au

test de l'hypothèse nulle de stationnarité en niveau est élevée par rapport à la valeur critique de 0,463 au seuil de 5 % que fournissent Kwiatkowski et coll. (1992). De même, la statistique $\hat{\eta}_\tau$ se rapportant au test de l'hypothèse nulle de stationnarité en tendance est supérieure à la valeur critique de 0,146 au seuil de 5 % (également fournie par Kwiatkowski et coll., 1992), sauf pour M1++ somme, M1++ Divisia, le PIB nominal et le PIB réel. Lorsque nous combinons les résultats des tests des hypothèses de stationnarité et de racine unitaire, nous constatons que toutes les séries présentent au moins une racine unitaire.

Afin de tester l'hypothèse nulle d'une seconde racine unitaire, nous testons à la fois l'hypothèse nulle d'une seconde racine unitaire — à l'aide des tests ADF et $Z(t_{\hat{\alpha}})$ — et l'hypothèse nulle de stationnarité en niveau et en tendance des différences premières des séries. La partie B du Tableau 3 fait état des résultats obtenus. Dans le cas de certaines des séries (par exemple M1 somme, M1 Divisia, M3 somme et en particulier M3 Divisia), il n'est pas clair si elles sont ou non stationnaires en différences premières, puisque l'hypothèse nulle d'une seconde racine unitaire et l'hypothèse nulle de stationnarité en tendance sont toutes deux rejetées. Cependant, si nous examinons à la fois les résultats des tests de l'hypothèse de racine unitaire et des hypothèses de stationnarité en niveau et en tendance, nous sommes amenés à conclure que ces variables comportent une seule racine unitaire, même si les propriétés temporelles de certaines variables ne sont pas bien établies.

4.2 Tests de cointégration

Comme nous l'avons déjà mentionné, les tests de causalité dépendent dans une très large mesure des propriétés d'intégration et de cointégration des données. Plus particulièrement, si les variables sont intégrées mais non cointégrées, la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) produit des résultats trompeurs. Phillips (1987) démontre de manière formelle qu'une régression comportant des variables intégrées est trompeuse en l'absence de cointégration. Dans ce cas, la seule relation valable qui puisse exister entre les variables se situe au niveau de leurs différences premières. Si, par contre, les variables sont intégrées et cointégrées, leur dynamique à court terme peut être décrite par un modèle à correction d'erreurs dans lequel la dynamique à court terme des variables du système dépend de l'écart par rapport à l'équilibre de long terme.

Afin de présenter quelques résultats empiriques à ce sujet, nous testons l'hypothèse nulle d'absence de cointégration (l'hypothèse alternative étant la présence de cointégration) entre chaque agrégat monétaire et le niveau des prix, le revenu nominal et le revenu réel, par la méthode à

deux étapes préconisée par Engle et Granger (1987). Cette méthode consiste à faire la régression d'une variable sur une autre pour obtenir les résidus $\hat{e}$ de la régression par les MCO. Pour tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration (l'hypothèse alternative étant toujours la présence de cointégration), nous évaluons alors l'existence d'une racine unitaire dans les résidus de la régression au moyen du test ADF et de valeurs critiques qui tiennent compte du nombre de variables dans la régression de cointégration.

Le Tableau 4 fait état des valeurs asymptotiques du risque de première espèce (calculées à l'aide des valeurs estimées des coefficients selon MacKinnon, 1994) relatif au test de cointégration à deux variables (en logarithme). Les données inscrites sont les probabilités de rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration quand cette hypothèse est vraie. Nous avons effectué les tests de cointégration en prenant d'abord une série pour variable dépendante dans la régression de cointégration, puis l'autre série; nous devrions nous méfier des résultats de tests qui indiquent une cointégration lorsqu'on utilise une série comme variable dépendante, mais aucune cointégration quand l'autre série sert de variable dépendante. Les tests font appel à une constante et à une variable de tendance, tandis que le nombre de retards supplémentaires est choisi au moyen de la règle CIA+2, mentionnée précédemment.

Il ressort des résultats que l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre chaque agrégat monétaire, le niveau des prix, la production nominale et la production réelle ne peut être rejetée au seuil de 5 %. Nous avons maintenant une meilleure idée de la façon dont les tests de causalité à la Granger devraient être appliqués. Comme les résultats donnent fortement à penser que les séries ne sont ni stationnaires ni cointégrées, le test de causalité à la Granger sera appliqué, dans la section qui suit, à une équation comportant des variables de type I(0), c'est-à-dire sous forme de différences premières.

5 Tests de causalité à la Granger

Dans la présente section, nous essayons de voir si les agrégats monétaires fournissent de l'information sur la conjoncture économique récente ou actuelle qui pourrait être utile dans la conduite de la politique monétaire. Pour ce faire, nous retenons la méthode de la « variable d'information » et appliquons le test de causalité à la Granger à une équation dans laquelle la monnaie est considérée comme prédéterminée et où les propriétés d'intégration et de cointégration des données sont imposées lors de l'estimation.

Pour tester l'existence d'une relation de causalité au sens où l'entend Granger (1969), il faut faire l'hypothèse que les valeurs actuelles et passées

Tableau 4
Seuils de signification marginaux des tests de cointégration d'Engle et Granger entre la monnaie, d'une part, et les prix, le PIB nominal et le PIB réel, d'autre part

Agrégat monétaire	Tests de cointégration entre la monnaie et l'indice implicite des prix du PIB Variable dépendante :		Tests de cointégration entre la monnaie et le PIB nominal Variable dépendante :		Tests de cointégration entre la monnaie et le PIB réel Variable dépendante :	
	m_t	p_t	m_t	$(py)_t$	m_t	y_t
M1 somme	0,457	0,289	0,985	0,297	0,993	0,266
M1 Divisia	0,15	0,092	0,989	0,299	0,994	0,251
M1 EM	0,021	0,373	0,741	0,363	0,742	0,2
M2 somme	0,148	0,355	0,585	0,285	0,732	0,253
M2 Divisia	0,143	0,425	0,574	0,283	0,729	0,244
M2 EM	0,829	0,989	0,76	0,272	0,949	0,477
M3 somme	0,114	0,105	0,915	0,2	0,984	0,254
M3 Divisia	0,034	0,12	0,647	0,243	0,774	0,242
M3 EM	0,851	0,993	0,729	0,304	0,944	0,492
M1+ somme	0,16	0,562	0,932	0,449	0,909	0,149
M1+ Divisia	0,141	0,559	0,877	0,433	0,929	0,153
M1+ EM	0,282	0,641	0.866	0,269	0,953	0,243
M1++ somme	0,664	0,983	0,456	0,143	0,617	0,32
M1++ Divisia	0,527	0,977	0,474	0,19	0,615	0,34
M1++ EM	0,644	0,982	0,664	0,324	0,733	0,595

Nota : Données allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998. Tous les tests font appel à une constante et à une variable de tendance. Les valeurs asymptotiques du risque de première espèce sont calculées à l'aide des coefficients tirés de MacKinnon (1994). Le nombre de retards supplémentaires est déterminé au moyen de la règle CIA+2.

des variables renferment toute l'information pertinente. On peut penser à une formulation du genre

$$\Delta z_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{r} \alpha_j \Delta z_{t-j} + \sum_{j=1}^{s} \beta_j \Delta m_{t-j} + u_t, \tag{6}$$

où Δz_t est le taux d'inflation, le taux de croissance de la production nominale ou le taux de croissance de la production réelle, et Δm_t le taux de croissance d'une grandeur monétaire déterminée. Pour voir si m_t est la cause de z_t au sens de Granger (1969), nous commençons par estimer l'équation (6) par la méthode des MCO; nous obtenons la somme des

résidus au carré sans contrainte, (SRC_{sc}). Nous procédons ensuite à une autre régression en imposant à tous les coefficients β_j la valeur de zéro, ce qui permet d'obtenir la somme des résidus au carré avec contrainte (SSR_{ac}) Si u_t est le bruit blanc, la statistique constituée par le ratio de $(SRC_{ac} - SRC_{sc})/s$ à $SRC_{sc}/(T-r-s-1)$ suit une loi de Fisher asymptotique avec s degrés de liberté au numérateur et $(T-r-s-1)$ degrés de liberté au dénominateur, quand T désigne le nombre d'observations et qu'on soustrait un pour tenir compte de la constante dans l'équation (6).

Avant de pouvoir nous livrer à des tests de causalité à la Granger, il nous faut établir la durée des retards r et s dans l'équation (6). Dans la littérature, on attribue souvent la même valeur à r et à s, des durées de 4, 6 ou 8 trimestres étant les plus fréquentes dans le cas de données trimestrielles. Or, la fixation arbitraire des retards peut produire des résultats trompeurs, car l'ordre du processus autorégressif peut être incorrect. Si, par exemple, la valeur de r ou de s (ou des deux) est trop élevée, les estimations ne présenteront aucun biais, mais elles seront inefficaces. Si la valeur de r ou de s (ou des deux) est trop faible, les estimations seront biaisées, mais leur variance sera plus faible.

Nous faisons appel ici aux données pour déterminer la structure de retards « optimale ». Plus particulièrement, la valeur optimale de r et de s est établie dans l'équation (6) à l'aide du critère d'information d'Akaike (CIA). Nous avons envisagé dans chaque cas des valeurs allant de 1 à 12. Nous avons procédé à 144 régressions de chaque relation à deux variables et retenu parmi ces valeurs celle qui minimisait le CIA. En nous fondant sur les valeurs optimales retenues, nous présentons au Tableau 5 les risques de première espèce correspondant à des tests de causalité à la Granger fondés sur une loi de Fisher (les données visées vont du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998).

Nous constatons que l'hypothèse voulant que les variations du niveau des prix ne soient pas causées par celles de la monnaie, au sens de Granger, ne peut être rejetée pour aucun des agrégats monétaires. L'hypothèse voulant que les fluctuations de la monnaie ne causent pas celles du revenu nominal est rejetée uniquement pour les agrégats M1 somme, M1 Divisia, M1++ somme et M1++ Divisia — remarquons que M1 Divisia produit une aire de rejet, en queue de distribution, plus réduite que les autres agrégats. Enfin, l'hypothèse voulant que les mouvements de la production réelle ne soient pas causés par ceux de la monnaie est rejetée uniquement pour les agrégats M1 somme, M1 Divisia et M1++ Divisia. En conclusion, il semble qu'aucun des agrégats monétaires ne soit un bon indicateur avancé de l'inflation, que M1 Divisia soit le meilleur indicateur avancé du revenu nominal et que M1++ Divisia soit le meilleur indicateur avancé du revenu réel.

Tableau 5
Aires des zones de rejet pour les tests de causalité à la Granger
Effet de causalité allant de la monnaie aux prix, au revenu nominal et au revenu réel

	De la monnaie aux prix		De la monnaie au revenu nominal		De la monnaie au revenu réel	
Agrégat	Nombre de retards	Risque de 1re espèce	Nombre de retards	Risque de 1re espèce	Nombre de retards	Risque de 1re espèce
M1 somme	(9,1)	0,45	(1,4)	0,046	(1,2)	0,063
M1 Divisia	(9,1)	0,537	(1,4)	0,036	(1,2)	0,048
M1 EM	(9,1)	0,681	(1,1)	0,951	(1,1)	0,415
M2 somme	(5,1)	0,342	(1,5)	0,254	(1,1)	0,686
M2 Divisia	(9,1)	0,587	(1,2)	0,286	(1,1)	0,798
M2 EM	(9,1)	0,682	(1,1)	0,726	(1,1)	0,603
M3 somme	(5,5)	0,265	(1,1)	0,999	(1,7)	0,199
M3 Divisia	(9,3)	0,488	(1,2)	0,35	(1,1)	0,946
M3 EM	(9,1)	0,692	(1,1)	0,653	(1,1)	0,551
M1+ somme	(5,5)	0,224	(1,3)	0,139	(1,2)	0,122
M1+ Divisia	(9,1)	0,945	(1,3)	0,234	(1,2)	0,126
M1+ EM	(9,1)	0,999	(1,1)	0,999	(1,1)	0,708
M1++ somme	(9,1)	0,675	(1,5)	0,081	(1,4)	0,222
M1++ Divisia	(9,1)	0,807	(1,5)	0,074	(11,8)	0,012
M1++ EM	(9,1)	0,654	(1,1)	0,604	(1,1)	0,461

Nota : Données allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998. Les chiffres entre parenthèses indiquent le nombre optimal de retards (d'après le CIA). De faibles valeurs du risque de première espèce impliquent un fort pouvoir prédictif à la marge.

Afin d'évaluer la sensibilité de ces résultats à d'autres spécifications, nous avons appliqué la méthode statistique utilisée par Stock et Watson (1989) dans l'étude qu'ils ont consacrée au lien de causalité monnaie-production aux États-Unis. Cette méthode consiste à inclure un taux d'intérêt à court terme dans l'équation (6) et à voir si l'élimination de la tendance déterministe, dans le taux de croissance de chaque agrégat monétaire, accentue la relation entre la monnaie et la production réelle. Nous avons considéré par conséquent la formulation suivante, où entrent des variables intégrées d'ordre 0 :

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{r} \alpha_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^{s} \beta_j \Delta m_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} \gamma_j \Delta R_{t-j} + \phi t + u_t, \qquad (7)$$

où R est le taux des bons du Trésor à 90 jours du gouvernement canadien et t représente une tendance linéaire. L'inclusion de t équivaut à l'élimination de la tendance dans chacune des variables, de sorte que le test de causalité porte uniquement sur le pouvoir prédictif, à la marge, de la croissance monétaire corrigée de la tendance. Comme Stock et Watson (1989), nous avons évalué l'existence d'un lien de causalité sans tendance et avec une tendance linéaire. Nous avons essayé des valeurs allant de 1 à 12 pour r, s et q dans l'équation (7) et procédé à 1 728 régressions pour chaque relation à trois variables, afin de choisir la valeur qui minimise le CIA. Les résultats présentés au Tableau 6 reposent sur le nombre des retards ainsi déterminé.

Si l'on en croit les résultats obtenus, l'insertion du taux d'intérêt n'améliore pas le pouvoir prédictif de la monnaie sur l'ensemble de la période 1974T1-1998T2. En outre, l'incorporation de la tendance linéaire ne semble pas modifier sensiblement les déductions statistiques relatives à l'étroitesse de la relation empirique entre la monnaie et la production réelle.

6 Autorégressions vectorielles

Les résultats des tests de causalité à la Granger que nous venons de présenter permettent d'évaluer le postulat selon lequel les variations anticipées de la monnaie aussi bien que ses variations non anticipées influent sur la production réelle. De plus, le cadre à équation unique présenté à la section précédente peut être interprété comme un VAR dans lequel un sous-ensemble particulier de coefficients est fixé à zéro. Nous avons aussi voulu étudier la robustesse des résultats des tests de causalité à la Granger au moyen d'un cadre VAR à plusieurs équations, dans lequel les variables sont déterminées conjointement. Du même coup, nous avons pu évaluer les effets des chocs non anticipés en traçant les profils de réaction implicites.

Nous avons eu recours au VAR à quatre variables classique de Sims (1992), dans lequel entrent le taux d'intérêt (R), l'offre de monnaie en logarithme (M), le niveau des prix en logarithme (P) et le PIB réel en logarithme (Y), dans cet ordre. Plus précisément, nous avons fait l'hypothèse que le taux d'intérêt est déterminé avant l'offre de monnaie (le taux d'intérêt sert de cible dans la conduite de la politique monétaire). Nous avons utilisé les données trimestrielles allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998, choisi un retard de six trimestres et laissé de côté les variables de fréquence inférieure telles que les tendances linéaires. Il s'agissait de voir comment se comportent les différents agrégats monétaires dans le cadre de modèles identiques par ailleurs.

Le Tableau 7 présente les seuils de signification marginaux correspondant aux tests de causalité à la Granger et la décomposition de la variance des erreurs de prévision à cinq ans pour chacun des quinze agrégats

Tableau 6
Aires des zones de rejet pour les tests de causalité à la Stock et Watson (1989) — Effet de causalité allant de la monnaie et des taux d'intérêt à la production réelle

	Sans tendance			Avec tendance linéaire		
Agrégat	Nombre de retards	Monnaie	*R*	Nombre de retards	Monnaie	*R*
M1 somme	(1,2,1)	0,059	0,507	(1,2,1)	0,053	0,455
M1 Divisia	(1,2,1)	0,043	0,389	(1,2,1)	0,044	0,389
M1 EM	(3,1,3)	0,452	0,154	(1,2,12)	0,431	0,074
M2 somme	(1,5,3)	0,676	0,465	(1,5,3)	0,364	0,407
M2 Divisia	(3,2,7)	0,221	0,071	(3,2,7)	0,3	0,062
M2 EM	(3,1,3)	0,673	0,15	(3,1,3)	0,723	0,132
M3 somme	(1,7,3)	0,287	0,54	(8,8,12)	0,096	0,024
M3 Divisia	(3,2,3)	0,439	0,113	(1,2,7)	0,325	0,136
M3 EM	(3,1,3)	0,677	0,156	(3,1,3)	0,734	0,137
M1+ somme	(1,10,7)	0,108	0,158	(3,10,7)	0,064	0,045
M1+ Divisia	(1,1,3)	0,289	0,483	(1,2,7)	0,181	0,33
M1+ EM	(3,1,3)	0,981	0,159	(1,2,12)	0,868	0,079
M1++ somme	(1,5,7)	0,103	0,194	(1,5,7)	0,101	0,114
M1++ Divisia	(1,2,12)	0,054	0,007	(1,2,12)	0,067	0,01
M1++ EM	(3,1,3)	0,559	0,176	(3,1,3)	0,616	0,155

Nota : Données allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998. Les chiffres entre parenthèses indiquent le nombre optimal de retards (d'après le CIA). De faibles valeurs du risque de première espèce impliquent un fort pouvoir prédictif à la marge.

monétaires. Les risques de première espèce sont calculés pour l'hypothèse nulle d'absence d'un effet de causalité de la variable désignée par le titre de la colonne sur celle désignée par le titre de la ligne. De toute évidence, l'hypothèse d'absence de lien de causalité entre la monnaie et la production réelle peut être rejetée aux seuils de signification habituels uniquement pour les agrégats M1 somme, M1 Divisia, M1++ somme et M1++ Divisia. Par contre, l'hypothèse d'absence d'un effet de causalité du taux d'intérêt sur la production réelle peut être rejetée de façon générale, peu importe l'agrégat monétaire considéré[1].

Les décompositions de la variance des erreurs de prévision à cinq ans (partie B du Tableau 7) font apparaître le pourcentage de la variance des

1. Comme les VAR incluent des variables en niveau et que la distribution des coefficients suit une loi à racine unitaire atypique, les seuils de signification marginaux présentés dans le tableau ne sont pas exacts. Ils restent néanmoins utiles pour comparer des formulations faisant appel à différents agrégats monétaires.

Tableau 7
Résultats des VAR sans contrainte, modèle {*R*, *M*, *P*, *Y*}

	A. Seuils de signification marginaux pour l'exclusion des retards				B. Décomposition de la variance des erreurs de prévision (horizon de 20 trimestres)			
Équation	***R***	***M***	***P***	***Y***	***R***	***M***	***P***	***Y***
				M1 somme				
R	0	0,135	0,243	0,116	27,596	25,267	34,341	12,795
M1 somme	0,012	0	0,128	0,854	60,324	9,044	15,678	14,952
P	0,556	0,589	0	0,894	0,605	24,667	71,219	3,508
Y	0,116	0,093	0,038	0	34,221	23,864	19,962	21,951
				M1 Divisia				
R	0	0,052	0,095	0,099	26,861	17,009	44,446	11,682
M1 Divisia	0,014	0	0,216	0,656	47,278	7,619	27,167	17,934
P	0,825	0,801	0	0,982	0,838	12,026	84,635	2,498
Y	0,067	0,06	0,037	0	32,16	22,59	25,862	19,385
				M1 EM				
R	0	0,186	0,029	0,109	29,494	9,133	54,267	7,105
M1 EM	0,249	0,001	0,142	0,158	30,286	38,483	26,693	4,536
P	0,475	0,359	0	0,935	1,775	2,919	95,166	0,138
Y	0,015	0,249	0,032	0	55,557	5,667	26,316	12,457
				M2 somme				
R	0	0,431	0,09	0,12	36,945	4,03	50,942	8,082
M2 somme	0,066	0	0,416	0,686	12,456	71,099	9,631	6,812
P	0,757	0,754	0	0,999	2,953	4,857	90,846	1,342
Y	0,01	0,11	0,015	0	53,436	10,465	24,767	11,33
				M2 Divisia				
R	0	0,278	0,081	0,107	37,393	7,275	48,151	7,18
M2 Divisia	0,337	0	0,345	0,524	12,957	75,533	0,873	10,634
P	0,093	0,761	0	0,991	3,903	3,804	92,036	0,254
Y	0,014	0,312	0,319	0	50,835	12,032	24,797	12,333
				M2 EM				
R	0,001	0,358	0,064	0,054	30,311	2,109	58,344	9,235
M2 EM	0,305	0	0,736	0,07	19,748	38,329	26,12	15,801
P	0,284	0,73	0	0,999	6,217	5,825	87,227	0,729
Y	0,025	0,468	0,038	0	49,387	1,92	32,525	16,167
				M3 somme				
R	0	0,171	0,05	0,083	27,06	7,245	58,739	6,954
M3 somme	0,176	0	0,887	0,598	12,065	72,826	14,402	0,705
P	0,634	0,573	0	0,999	3,978	0,242	95,61	0,169
Y	0,016	0,227	0,031	0	47,324	7,983	32,027	12,664
				M3 Divisia				
R	0	0,426	0,084	0,104	37,379	2,389	51,709	8,521
M3 Divisia	0,431	0	0,496	0,234	17,075	68,958	3,175	10,79
P	0,719	0,789	0	0,999	2,833	5,375	91,451	0,339
Y	0,015	0,376	0,03	0	52,826	7,807	26,272	13,093

(à suivre)

Tableau 7 (suite)
Résultats des VAR sans contrainte, modèle {*R, M, P, Y*}

Équation	A. Seuils de signification marginaux pour l'exclusion des retards				B. Décomposition de la variance des erreurs de prévision (horizon de 20 trimestres)			
	R	*M*	*P*	*Y*	*R*	*M*	*P*	*Y*
				M3 EM				
R	0	0,246	0,068	0,042	31,601	1,929	57,384	9,083
M3 EM	0,265	0	0,791	0,08	22,081	36,251	23,828	17,837
P	0,319	0,828	0	0,999	6,277	5,573	87,599	0,548
Y	0,027	0,506	0,041	0	49,605	2,133	32,31	15,95
				M1+ somme				
R	0	0,231	0,054	0,092	34,576	8,423	44,146	12,853
M1+ somme	0,172	0	0,186	0,552	41,364	27,343	26,659	4,632
P	0,748	0,303	0	0,885	2,822	7,804	86,564	2,808
Y	0,054	0,215	0,043	0	53,827	3,392	23,079	19,7
				M1+ Divisia				
R	0	0,167	0,059	0,075	29,783	15,635	41,173	13,408
M1+ Divisia	0,29	0	0,214	0,892	31,191	36,504	27,279	5,024
P	0,67	0,397	0	0,896	1,849	11,83	84,166	2,153
Y	0,086	0,48	0,053	0	45,326	9,691	22,472	22,508
				M1+ EM				
R	0,001	0,327	0,025	0,151	22,97	7,207	63,129	6,692
M1+ EM	0,187	0	0,231	0,15	2,606	33,661	58,499	5,232
P	0,488	0,352	0	0,999	1,584	0,767	96,471	1,176
Y	0,01	0,178	0,016	0	45,462	3,834	37,056	13,646
				M1++ somme				
R	0	0,146	0,057	0,067	27,113	30,332	37,208	5,346
M1++ somme	0,119	0	0,892	0,416	6,092	56,184	32,153	5,569
P	0,482	0,989	0	0,971	5,989	6,85	87,005	0,154
Y	0,01	0,057	0,025	0	26,766	52,598	9,699	10,935
				M1++ Divisia				
R	0	0,087	0,427	0,066	26,361	25,791	43,201	4,645
M1++ Divisia	0,317	0	0,596	0,332	24,201	57,208	12,779	5,812
P	0,544	0,988	0	0,955	5,024	3,103	91,639	0,232
Y	0,012	0,062	0,041	0	31,3	47,068	11,98	9,65
				M1++ EM				
R	0	0,141	0,052	0,056	25,418	4,743	61,722	8,115
M1++ EM	0,129	0	0,997	0,078	17,534	40,388	30,045	12,032
P	0,421	0,922	0	0,999	2,751	1,098	94,124	2,025
Y	0,021	0,441	0,035	0	46,327	5,717	32,682	15,273

Nota : Données allant du premier trimestre de 1974 au deuxième trimestre de 1998. Les modèles ont été estimés avec six retards. De faibles valeurs du risque de première espèce impliquent un fort pouvoir prédictif à la marge.

erreurs de prévision de chaque variable qui est expliqué par les propres variations de celle-ci plutôt que par celles des autres variables. Ces décompositions montrent que les variations de la monnaie expliquent dans une très faible proportion la variance de la production réelle, sauf dans le cas de M1++ somme et de M1++ Divisia. En fait, dans le VAR de M1++ somme, cet agrégat est à l'origine de 52,6 % de la variance de la production réelle, tandis que, dans le VAR de M1++ Divisia, cet agrégat explique 47 % de la variance de la production. Par ailleurs, les variations de taux d'intérêt rendent compte dans une très large mesure de la variance de la production, sauf dans le cas des VAR de M1++ somme et de M1++ Divisia. Par conséquent, si l'on se fonde sur les seuils de signification retenus et les résultats de la décomposition des variances, M1++ somme et M1++ Divisia se comportent mieux que le taux d'intérêt.

Les traits continus aux Figures 6 à 10 illustrent les profils de réaction sur cinq ans de chacune des quatre variables (*R*, *M*, *P* et *Y*) à chacun des quinze agrégats monétaires. Les pointillés délimitent des fourchettes de plus ou moins deux écarts-types. Les réactions qualitatives illustrées aux Figures 6 à 10 sont assez différentes selon qu'on utilise la méthode d'agrégation par sommation simple, la méthode de Divisia ou celle de l'équivalent monnaie, ainsi que pour les différents niveaux d'agrégation (M1, M2, M3, M1+ et M1++). À la Figure 6, par exemple, une importante différence tient au fait que les réactions de *P* et de *Y* aux variations de M1 somme et de M1 Divisia cadrent avec les attentes qu'on peut avoir a priori au sujet des effets de la politique monétaire sur la production et le niveau des prix, mais que les réactions de ces mêmes variables à une variation de M1 EM sont constamment négatives. De même, les variations de M1 somme et de M1 Divisia produisent un effet contraire aux attentes en matière de liquidités, tandis que celles de M1 EM ont un effet négatif en courte période sur le taux d'intérêt.

Les profils de réaction ne permettent généralement pas de déterminer quel agrégat monétaire produirait des résultats conformes aux a priori courants concernant les effets qualitatifs de la politique monétaire. Naturellement, bien des efforts ont été consacrés à l'élucidation des invraisemblances de comportement que révèlent les études VAR en ce qui concerne les prix et les liquidités. Par exemple, la solution que Eichenbaum (1992) propose à l'« énigme » des prix aux États-Unis consiste à utiliser un VAR des réserves propres, tandis que Sims (1992), face au même problème, élargit son VAR des fonds fédéraux pour y incorporer une mesure des cours des produits de base représentant l'information que possède la banque centrale au sujet de l'inflation. En règle générale, plus on introduit de variables et plus on affine la formulation du VAR, mieux on parvient à saisir la dynamique monétaire au moyen d'un VAR — voir par exemple

Figure 6
Profils de réaction selon les modèles {R, M1, P, Y}

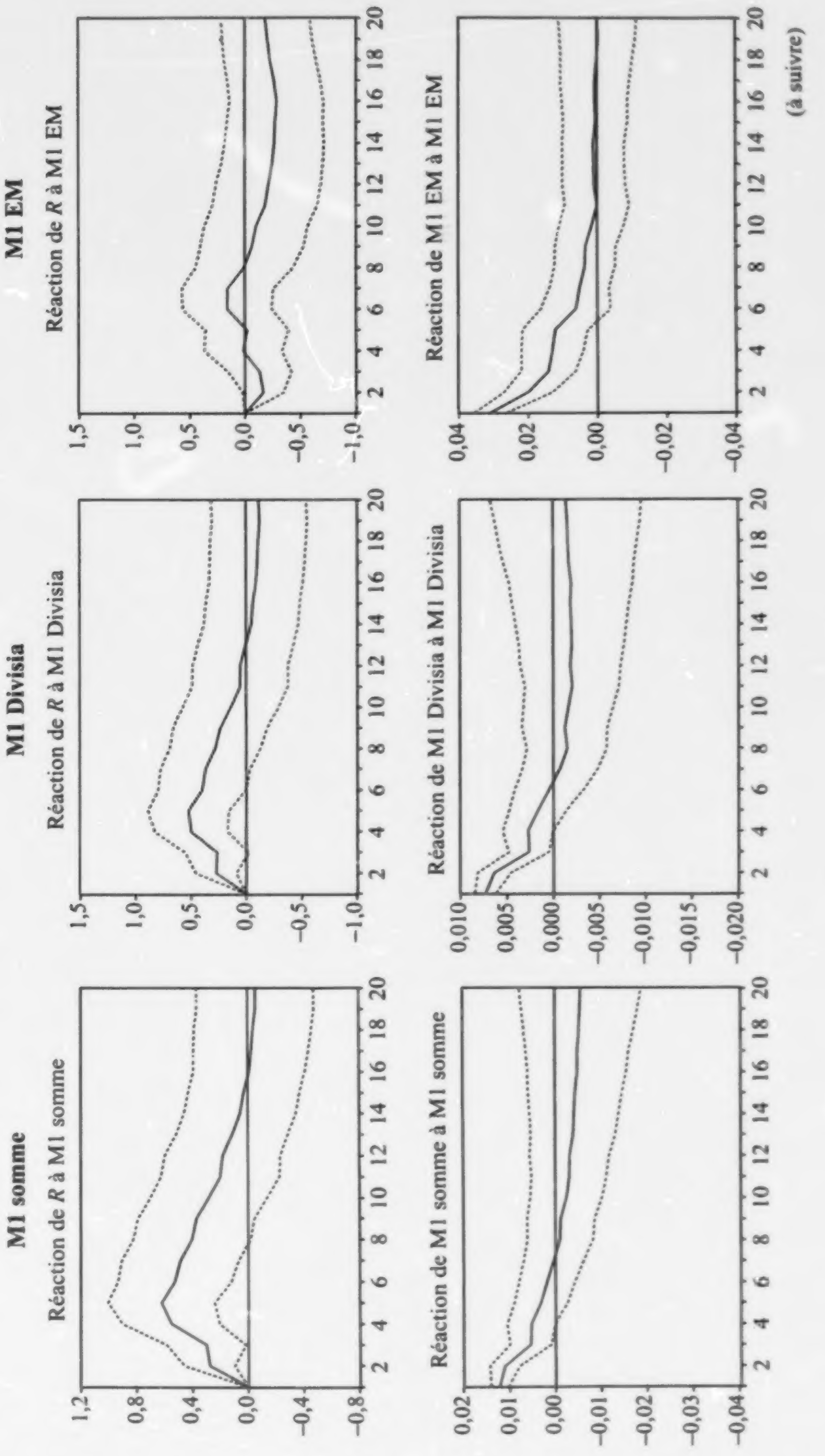


Figure 6 (suite)
Profils de réaction selon les modèles {*R*, M1, *P*, *Y*}

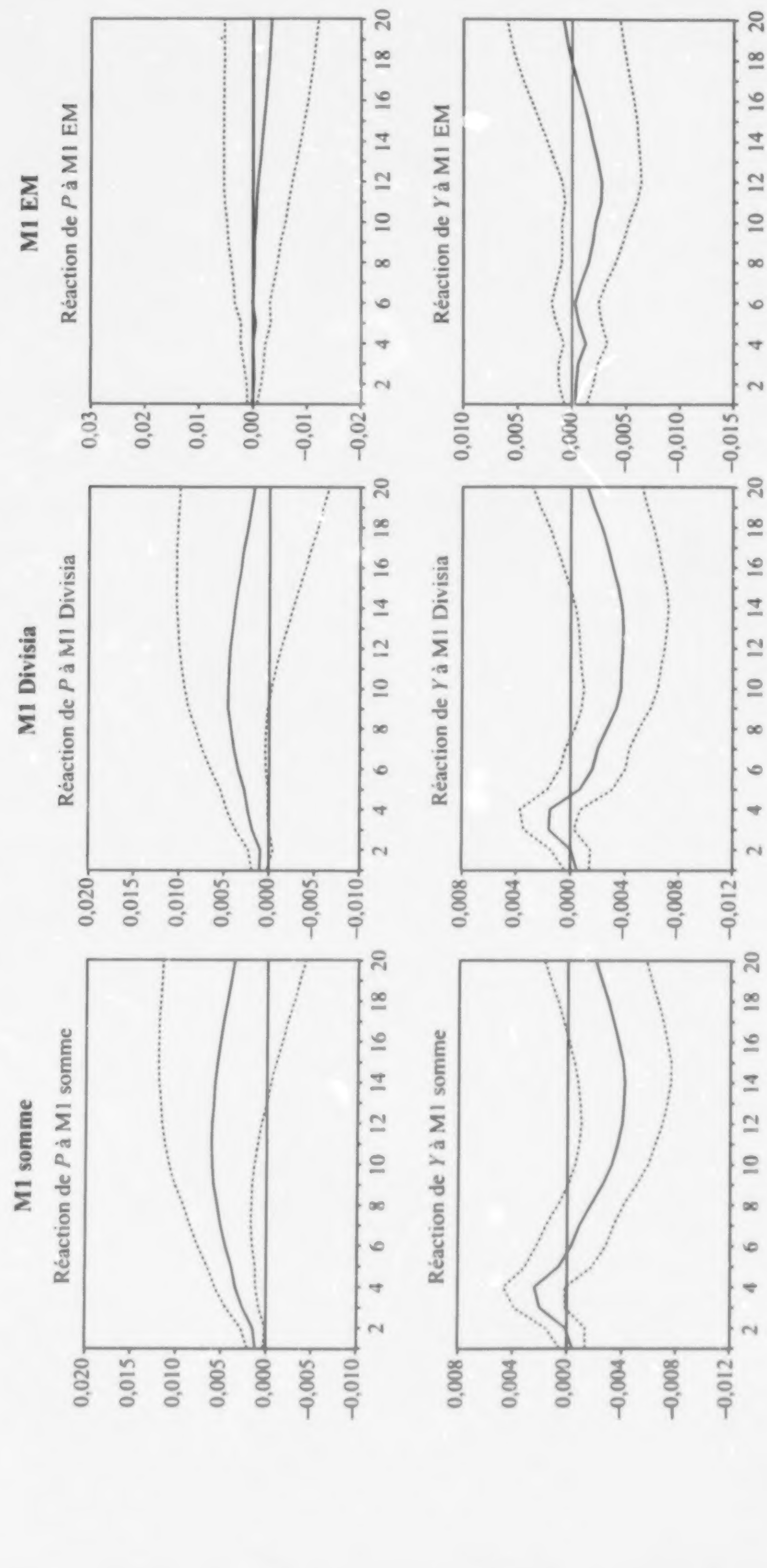
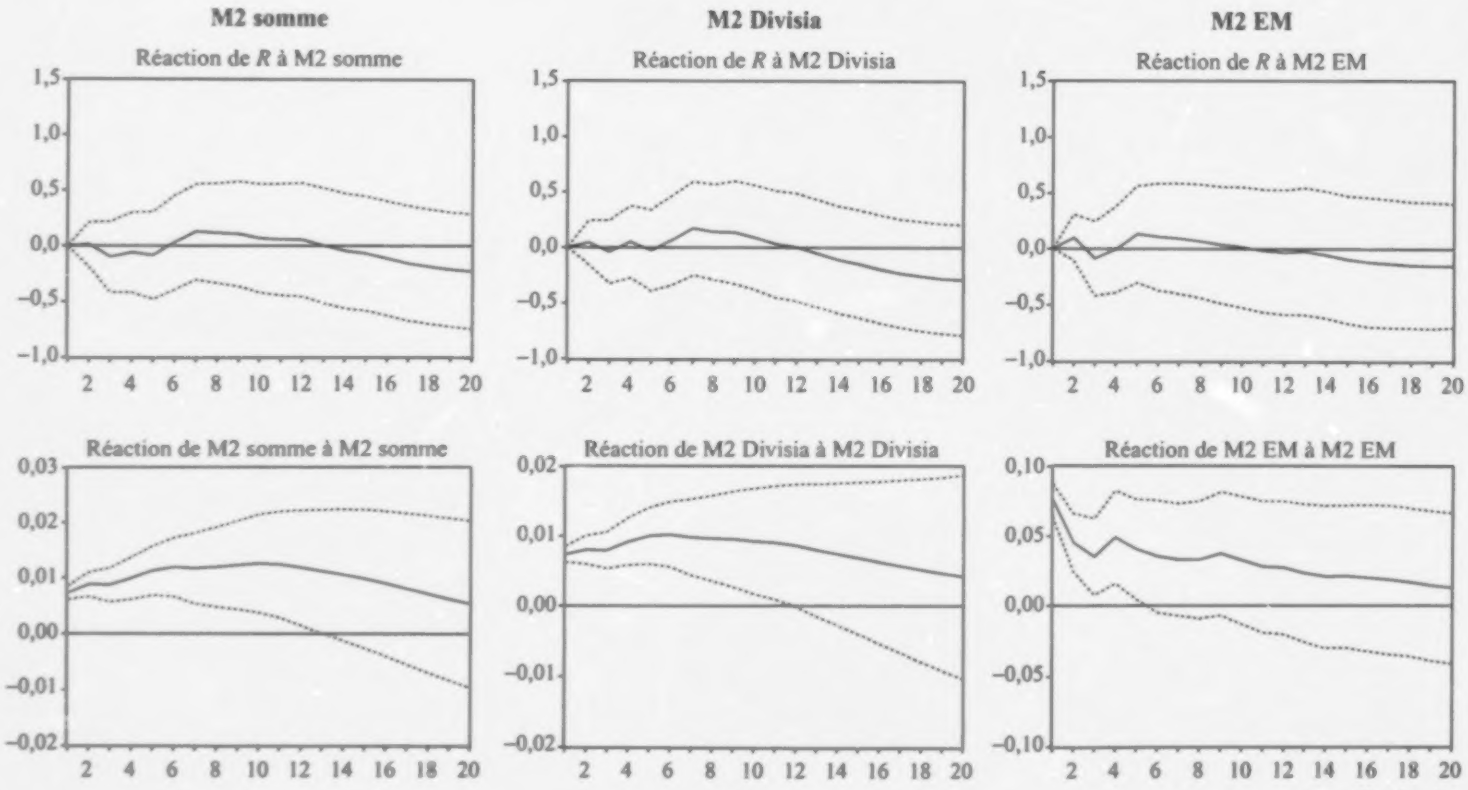


Figure 7
Profils de réaction selon les modèles {*R*, M2, *P*, *Y*}



(à suivre)

Figure 7 (suite)
Profils de réaction selon les modèles {R, M2, P, Y}

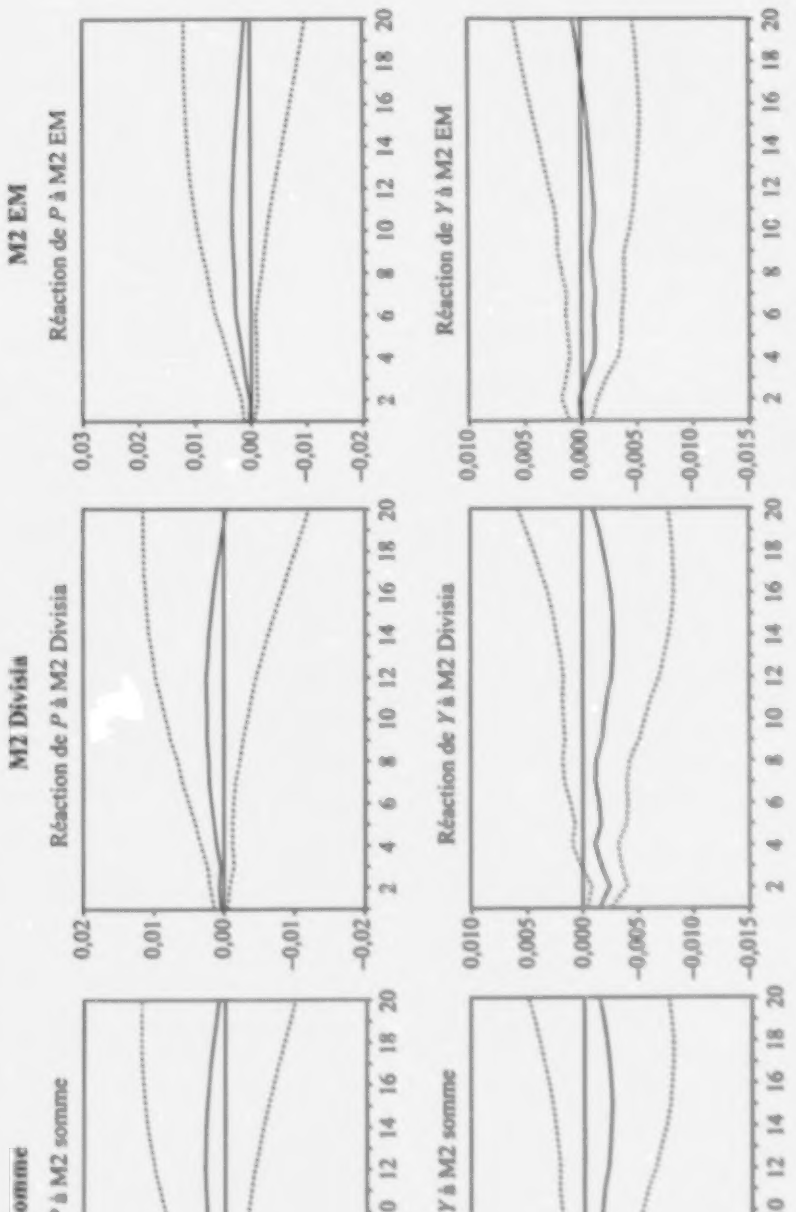
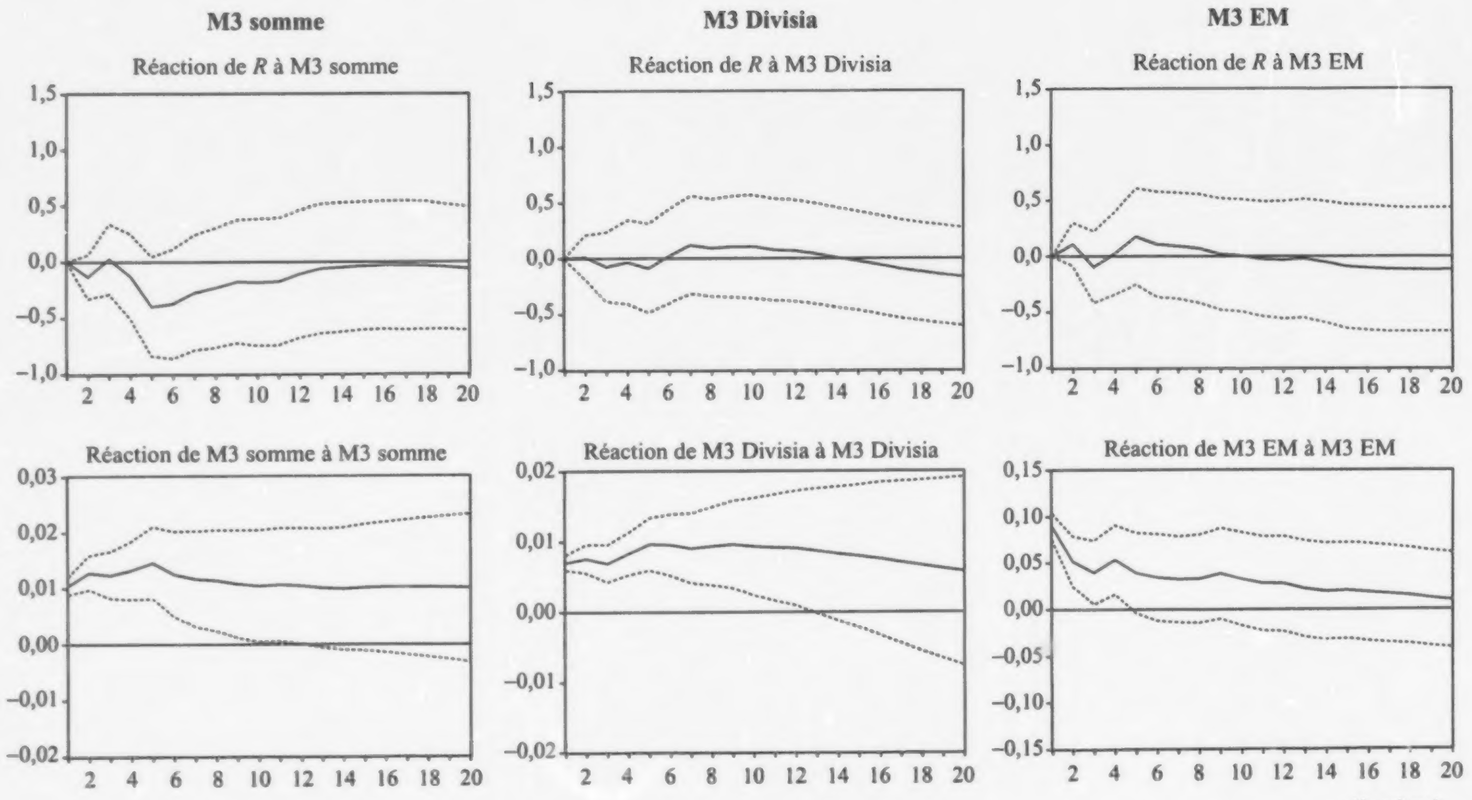


Figure 8
Profils de réaction selon les modèles {*R*, M3, *P*, *Y*}



(à suivre)

Figure 8 (suite)
Profils de réaction selon les modèles {*R*, M3, *P*, *Y*}

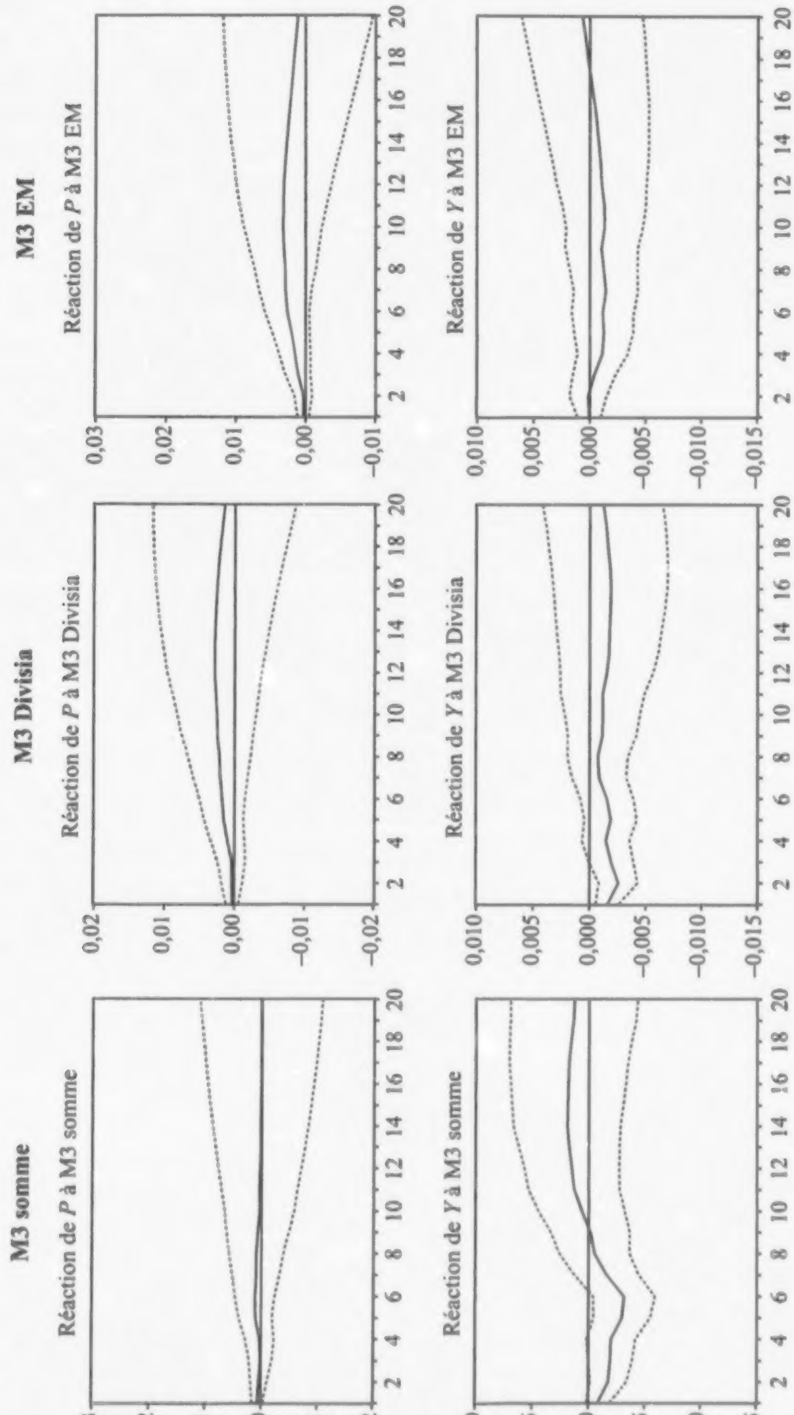
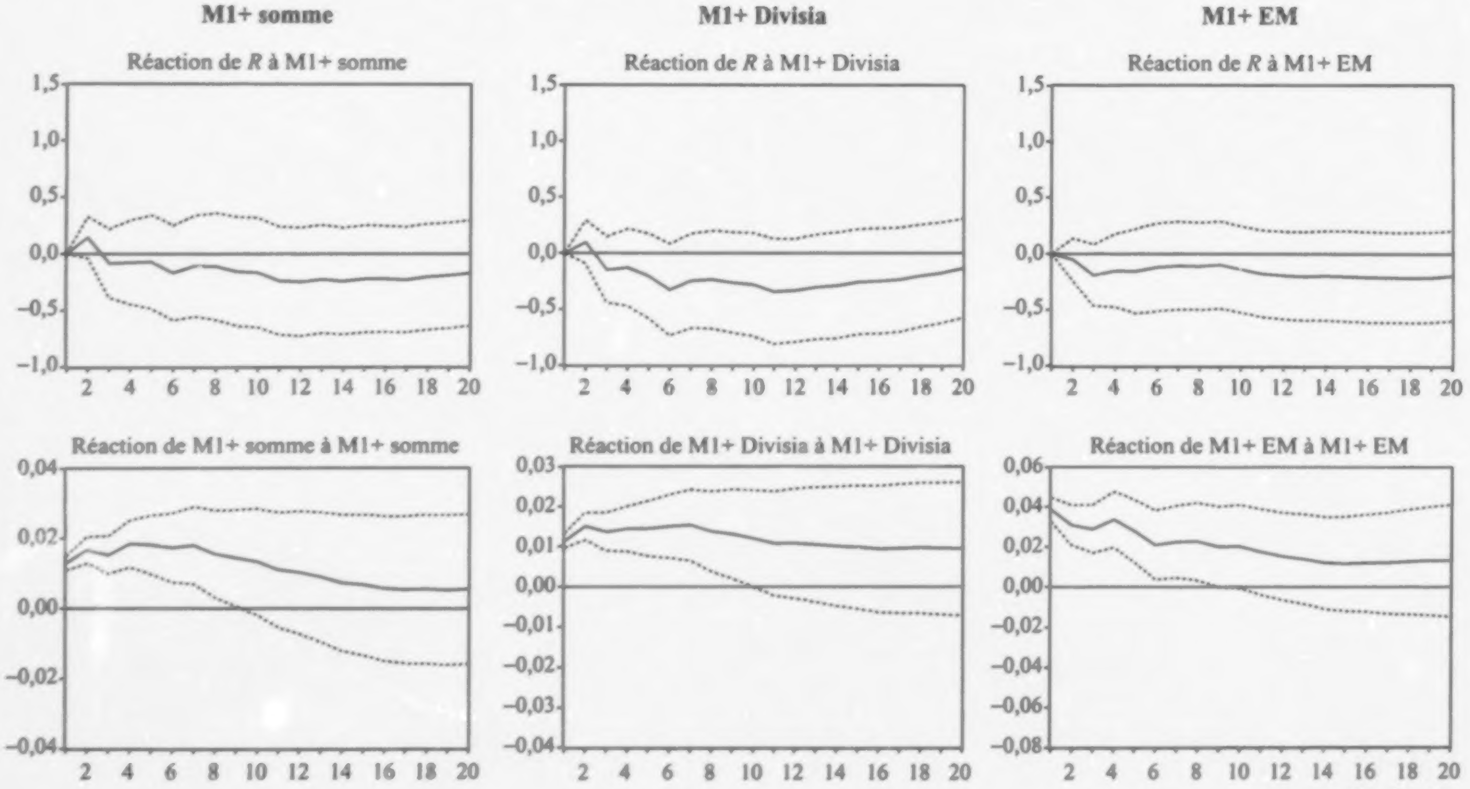


Figure 9
Profils de réaction selon les modèles {R, M1+, P, Y}



(à suivre)

Figure 9 (suite)
Profils de réaction selon les modèles {*R*, M1+, *P*, *Y*}

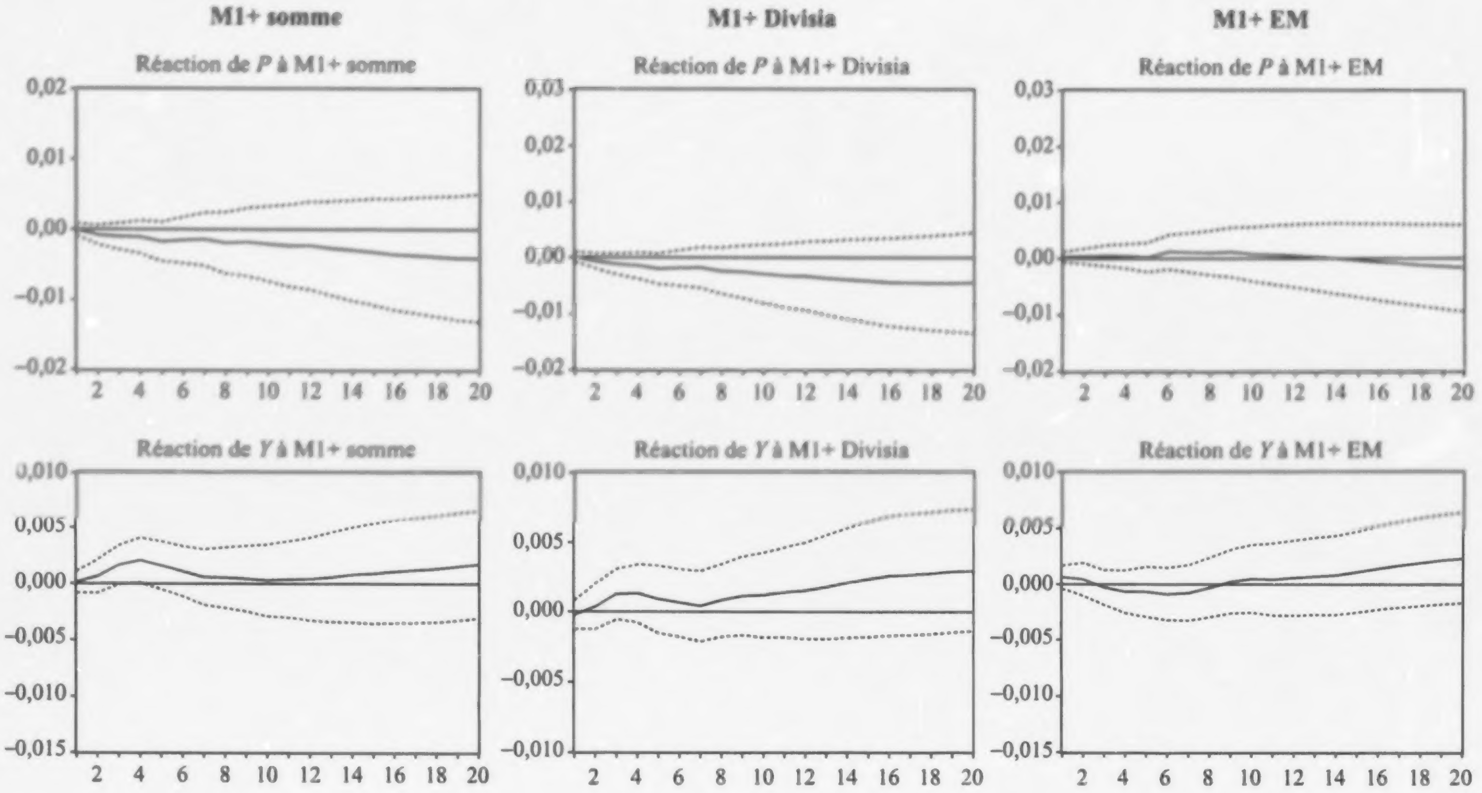
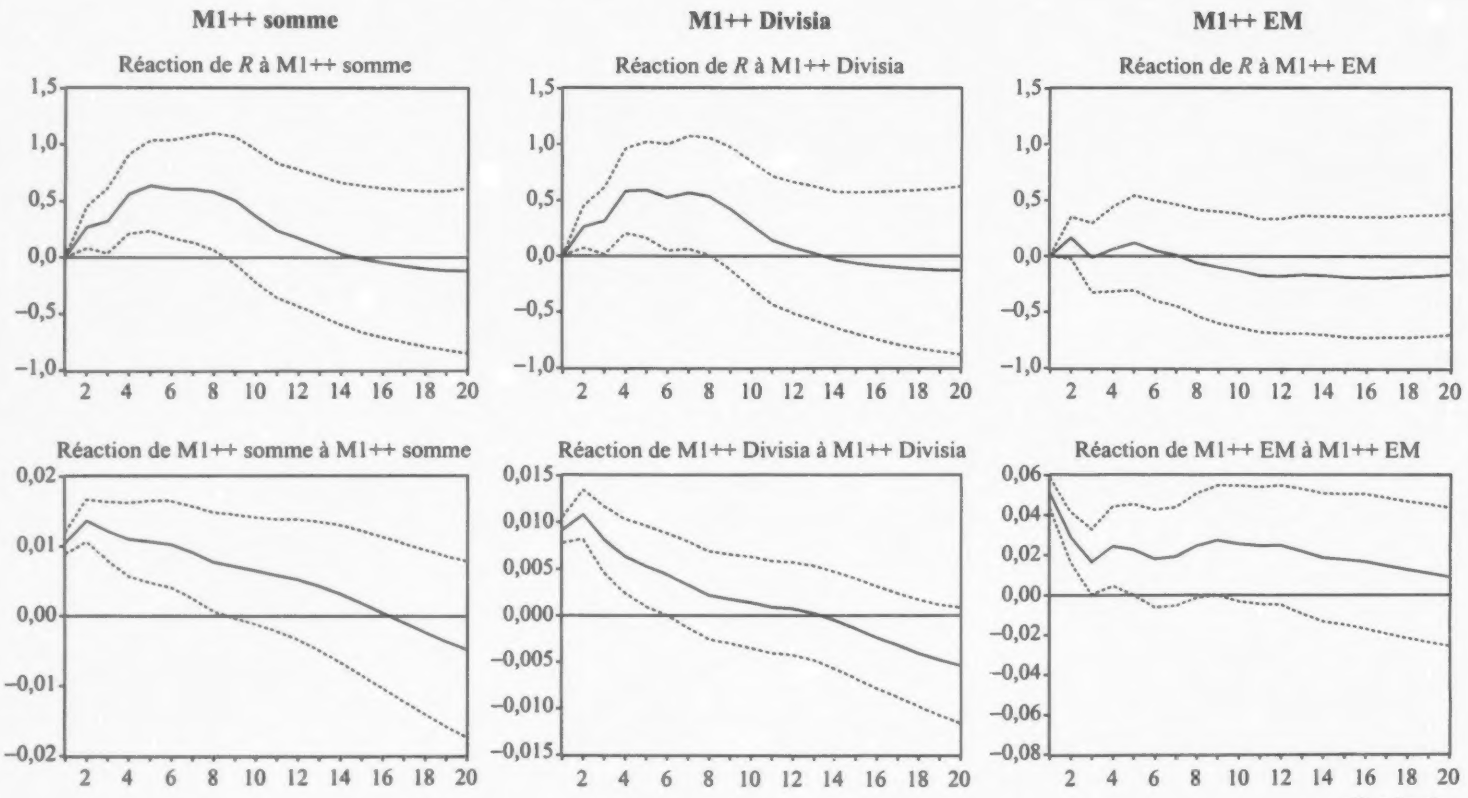
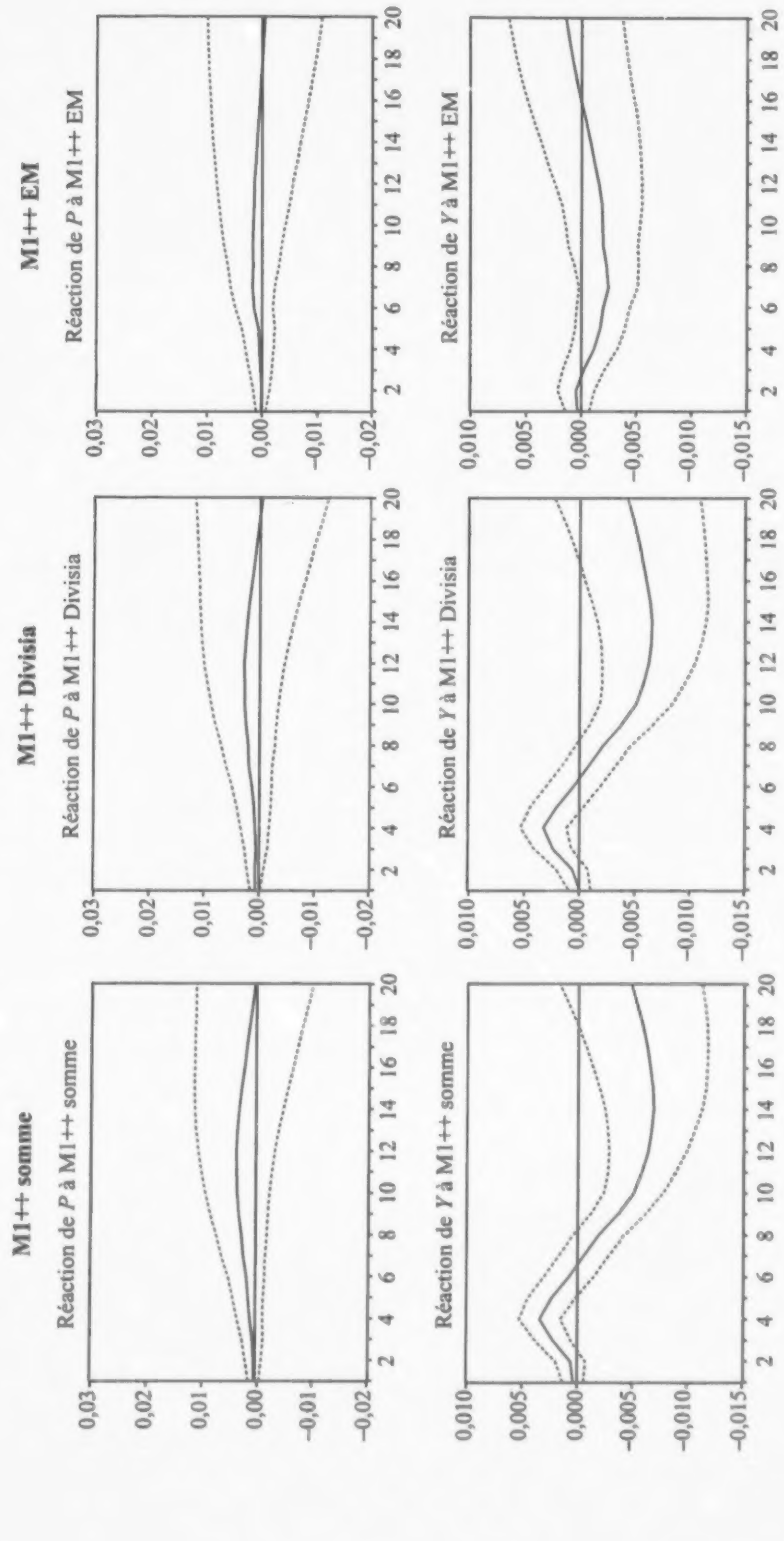


Figure 10
Profils de réaction selon les modèles {R, M1++, P, Y}



(à suivre)

Figure 10 (suite)
Profils de réaction selon les modèles {*R*, M1++, *P*, *Y*}



Christiano, Eichenbaum et Evans (1996), Strongin (1995) ainsi que Bernanke et Mihov (1998). Nous sortirions complètement du cadre de la présente étude en essayant de résoudre les « énigmes » de liquidités et de prix. Des travaux ont été entrepris dans ce sens par Koustas et Serletis (2000).

Conclusion

Nous avons étudié des données relatives aux agrégats monétaires traditionnels établis par sommation simple, de même qu'à des agrégats monétaires élaborés plus récemment par la méthode de Divisia et celle de l'équivalent monnaie, pour en déduire les effets de la monnaie sur l'activité économique et essayer d'établir les vertus respectives des différentes méthodes d'agrégation monétaire. Pour nous livrer à cette évaluation, nous nous sommes fondés sur les progrès récents de la théorie des régresseurs intégrés et avons eu recours à un modèle comportant une seule équation, les propriétés temporelles des données étant imposées dans le processus d'estimation et les tests d'hypothèse. Nous avons aussi fait appel à un cadre vectoriel autorégressif à plusieurs équations, où toutes les variables sont considérées comme faisant partie d'un même processus autorégressif.

Nous avons constaté que le choix de la méthode d'agrégation monétaire a des répercussions considérables sur l'évaluation de la relation entre la monnaie et l'activité économique. Nos résultats sont conformes à ceux dont font état Serletis et King (1993) : peu importe la façon dont elle est mesurée, la monnaie n'est pas cointégrée avec les prix ou le revenu, ce qui porte à croire que les encaisses monétaires réelles et la vitesse de circulation sont des grandeurs non stationnaires et que la poursuite d'une cible monétaire serait problématique. Cependant, les tests de causalité à la Granger que nous avons réalisés nous ont amenés à conclure que M1++ Divisia constitue le meilleur indicateur avancé de la production réelle. En outre, les variations de cet agrégat causent des fluctuations de la production réelle dans les vecteurs autorégressifs où entrent les taux d'intérêt, et elles expliquent dans une très forte proportion la variance des erreurs de prévision de la production; les variations des taux d'intérêt expliquent dans une moindre mesure la variance de ces erreurs.

Bibliographie

Anderson, R. G., B. Jones et T. Nesmith (1997a). « Monetary Aggregation Theory and Statistical Index Numbers », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 79, n° 1, p. 31-51.

——— (1997b). « Building New Monetary Services Indexes: Concepts, Data, and Methods », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 79, n° 1, p. 53-82.

Barnett, W. A. (1978). « The User Cost of Money », *Economics Letters*, vol. 1, n° 2, p. 145-149.

Barnett, W. A. (1980). « Economic Monetary Aggregates: An Application of Index Number and Aggregation Theory », *Journal of Econometrics*, vol. 14, nº 1, p. 11-48.

——— (1991). « A Reply to Julio J. Rotemberg ». *In* : *Monetary Policy on the 75th Anniversary of the Federal Reserve System*, sous la direction de Michael T. Belongia, Proceedings of the Fourteenth Annual Economic Policy Conference of the Federal Reserve Bank of St. Louis, octobre 1989, Boston, Kluwer Academic Publishers, p. 232-243.

Barnett, W. A., D. Fisher et A. Serletis (1992). « Consumer Theory and the Demand for Money », *Journal of Economic Literature*, vol. 30, nº 4, p. 2086-2119.

Bernanke, B. S. et I. Mihov (1998). « Measuring Monetary Policy », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, nº 3, p. 869-902.

Cagan, P. (1972). *The Channels of Monetary Effects on Interest Rates*, New York, National Bureau of Economic Research.

Christiano, L. J., M. Eichenbaum et C. Evans (1996). « The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds », *Review of Economics and Statistics*, vol. 78, nº 1, p. 16-34.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981). « Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Econometrica*, vol. 49, nº 4, p. 1057-1072.

Diewert, W. E. (1976). « Exact and Superlative Index Numbers », *Journal of Econometrics*, vol. 4, nº 2, p. 115-145.

——— (1978). « Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation », *Econometrica*, vol. 46, nº 4, p. 883-900.

Eichenbaum, M. (1992). « Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy [article de C. Sims]: Comments », *European Economic Review*, vol. 36, nº 5, p. 1001-1011.

Engle, R. F. et C. W. J. Granger (1987). « Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing », *Econometrica*, vol. 55, nº 2, p. 251-276.

Fiorito, R. et T. Kollintzas (1994). « Stylized Facts of Business Cycles in the G7 from a Real Business Cycles Perspective », *European Economic Review*, vol. 38, nº 2, p. 235-269.

Fleissig, A. et A. Serletis (1999). « Semi-Nonparametric Estimates of Substitution for Canadian Monetary Assets », University of Calgary, photocopie.

Friedman, M. et A. Schwartz (1963). *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton (New Jersey), Princeton University Press.

Granger, C. W. J. (1969). « Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods », *Econometrica*, vol. 37, nº 3, p. 424-438.

Klein, B. (1974). « Competitive Interest Payments on Bank Deposits and the Long-Run Demand for Money », *American Economic Review*, vol. 64 , nº 6, p. 931-949.

Koustas, Z. et A. Serletis (2000). « Canadian Monetary Policy Shocks », University of Calgary, photocopie.

Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt et Y. Shin (1992). « Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root », *Journal of Econometrics*, vol. 54, nº 1, p. 159-178.

Kydland, F. et E. C. Prescott (1990). « Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 14, nº 2, p. 3-18.

MacKinnon, J. G. (1994). « Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-Root and Cointegration Tests », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, nº 2, p. 167-176.

Molik, Terence E. (1999). *The Construction of Aggregation Theoretic Money Measures Using Canadian Data*, thèse de maîtrise, Department of Economics, University of Calgary.

Nelson, C. R. et C. I. Plosser (1982). « Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications », *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, nº 2, p. 139-162.

Pantula, S. G., G. Gonzalez-Farias et W. A. Fuller (1994). « A Comparison of Unit-Root Test Criteria », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, nº 4, p. 449-459.

Phillips, P. C. B. (1987). « Time Series Regression with a Unit Root », *Econometrica*, vol. 55, n° 2, p. 277-301.

Phillips, P. C. B. et P. Perron (1988). « Testing for a Unit Root in Time Series Regression », *Biometrica*, vol. 75, n° 2, p. 335-346.

Prescott, E. C. (1986). « Theory Ahead of Business Cycle Measurement », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 10, n° 4, p. 9-22.

Rotemberg, J. J. (1991). « Commentary: Monetary Aggregates and Their Uses ». *In* : *Monetary Policy on the 75th Anniversary of the Federal Reserve System*, sous la direction de Michael T. Belongia, Proceedings of the Fourteenth Annual Economic Policy Conference of the Federal Reserve Bank of St. Louis, octobre 1989, Boston, Kluwer Academic Publishers, p. 223-231.

Rotemberg, J. J., J. C. Driscoll et J. M. Poterba (1995). « Money, Output and Prices: Evidence from a New Monetary Aggregate », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13, n° 1, p. 67-83.

Serletis, A. et M. King (1993). « The Role of Money in Canada », *Journal of Macroeconomics*, vol. 15, n° 1, p. 91-107.

Sims, C. A. (1992). « Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy », *European Economic Review*, vol. 36, n° 5, p. 975-1000.

Startz, R. (1979). « Implicit Interest on Demand Deposits », *Journal of Monetary Economics*, vol. 5, n° 4, p. 515-534.

Stock, J. H. et M. W. Watson (1989). « Interpreting the Evidence on Money-Income Causality », *Journal of Econometrics*, vol. 40, n° 1, p. 161-181.

Strongin, S. (1995). « The Identification of Monetary Policy Disturbances: Explaining the Liquidity Puzzle », *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, n° 3, p. 463-498.

Commentaires

Joseph Atta-Mensah

> Il est singulier et, en fait, significatif que, bien que la monnaie ait été le premier sujet d'ordre économique sur lequel l'homme se soit penché sérieusement et soit restée depuis au centre de la réflexion économique, on ne s'entend toujours pas aujourd'hui, même de façon très générale, sur ce que le mot désigne. Ce terme a plusieurs sens dans le monde des affaires, tandis que, chez les économistes, il existe presque autant de conceptions différentes de la monnaie qu'il y a de chercheurs intéressés à la question. (Andrew, 1899, p. 219) [Traduction]

L'étude de Serletis et Molik ranime le débat sur l'utilisation par les banques centrales d'agrégats monétaires calculés par sommation simple. Certains spécialistes de la théorie monétaire, dont Serletis et plus particulièrement Barnett, ne sont pas satisfaits de la méthode de calcul des agrégats monétaires qu'emploient actuellement les banques centrales de par le monde, c'est-à-dire la sommation, en valeur nominale, des actifs financiers entrant dans la composition des divers agrégats. En faisant appel à une définition basée sur une simple somme, les banques centrales postulent implicitement que les composantes des agrégats présentent le même degré de substituabilité et de liquidité. Dans le but de rectifier cette « anomalie », Barnett (1980) invite instamment les banques centrales à se fonder sur la théorie des indices statistiques, par exemple en adoptant des indices de Divisia, pour élaborer les agrégats monétaires.

Serletis et Molik nous présentent d'abord le fondement théorique des formules permettant de calculer les agrégats de Divisia de Barnett (1980) et les agrégats de type « équivalent monnaie » (EM) de Rotemberg, Driscoll et

Poterba (1991). Avant d'aborder les points faibles de ces méthodes, j'aimerais retracer rapidement l'évolution des agrégats de Divisia.

À l'origine, les banques centrales définissaient la monnaie comme l'ensemble des avoirs financiers servant de moyens d'échange, c'est-à-dire la monnaie métallique et les billets de banque ainsi que les dépôts à vue. Elles ont donc commencé à publier des statistiques sur deux types de moyen d'échange : i) la monnaie hors banques; ii) les dépôts à vue tenus dans les banques[1]. La somme de ces deux catégories d'avoirs a par la suite été appelée M1.

Friedman (1956 et 1959), Friedman et Meiselman (1963) ainsi que Friedman et Schwartz (1969 et 1970) ont proposé d'élargir la définition de la monnaie pour y faire entrer les dépôts à terme et les comptes d'épargne. Cette définition élargie de la monnaie visait à tenir compte de son rôle de « réserve de valeur ». Le principal argument de Friedman était que la monnaie servait de « réceptacle » temporaire du pouvoir d'achat, faisant ainsi la soudure entre les achats et les paiements.

Ce raisonnement a amené la Réserve fédérale et d'autres banques centrales à publier des agrégats monétaires plus larges. Cependant, l'utilisation de ces derniers oblige à déterminer le degré de substituabilité des différents actifs financiers qui entrent dans la composition des agrégats. Même si diverses innovations financières ont contribué à brouiller la distinction entre les avoirs qui servent au règlement des transactions et ceux qui ont un caractère d'épargne, les avoirs qui composent les agrégats élargis ne sont pas aussi liquides que la monnaie au sens strict. Batten et Thornton (1985, p. 30) font valoir que si des avoirs diffèrent par la mesure dans laquelle ils sont assimilables à la monnaie proprement dite, on peut souhaiter les regrouper (en faire la somme) au regard de cette caractéristique homogène. Or, les agrégats actuellement utilisés par les banques centrales sont calculés par sommation simple, ce qui revient à supposer que les actifs entrant dans leur composition sont tous assimilables dans la même mesure à la monnaie. Certains spécialistes de la théorie monétaire trouve cette méthode d'agrégation inacceptable et en ont proposé d'autres.

Une méthode qui a largement retenu l'attention dans la littérature économique et que reprennent les auteurs de l'étude est celle préconisée par Barnett (1980). Ce dernier propose de s'appuyer sur la théorie des indices statistiques pour élaborer les agrégats monétaires. Il soutient qu'ainsi on conférerait une véritable signification économique aux agrégats. Sa méthode fait appel à la théorie de l'agrégation pour calculer des indices d'actifs financiers qui tiennent compte de l'utilité totale, par rapport à une période de

1. Walter (1989) résume l'évolution des agrégats monétaires aux États-Unis.

référence déterminée, que l'on peut attribuer aux services monétaires tirés des avoirs en question.

Conformément à la proposition de Barnett, des agrégats monétaires de type « superlatif » ont été élaborés à partir de la théorie des indices statistiques[2]. La monnaie est alors définie comme un indice quantitatif. Comme le fait remarquer Barnett, les agrégats calculés de cette façon mesurent le flux des services produits par le secteur des transactions monétaires de l'économie. Deux indices superlatifs qu'on trouve dans la littérature sont l'indice de Divisia (Tornquist-Theil) et l'indice idéal (en chaîne) de Fisher[3].

Ainsi que le mentionnent Serletis et Molik, les agrégats monétaires de type superlatif représentent en théorie une amélioration notable par rapport aux agrégats obtenus par sommation. En premier lieu, ils mesurent le flux de services monétaires dans l'économie, lequel est déterminé en pondérant la quantité de chaque avoir monétaire en fonction de son coût d'utilisation. Ce dernier est la différence entre le taux d'intérêt que rapporte un actif jouant strictement un rôle de réserve de valeur et le taux de rendement propre de l'avoir considéré. En deuxième lieu, les indices superlatifs demeurent exacts pour des formes fonctionnelles souples. On évite ainsi les hypothèses restrictives qu'il faut adopter pour justifier la forme linéaire des agrégats obtenus par sommation simple. En troisième lieu, les effets de substitution entraînés par les variations de taux d'intérêt sont en principe englobés au sein même des agrégats de type superlatif. Les effets de revenu revêtent la forme de variations des services monétaires ou de l'utilité. Par contre, les modifications de taux d'intérêt provoquent à la fois des effets de substitution et des effets de revenu dans le cas des agrégats obtenus par sommation.

À partir des formules mises au point, Serletis et Molik élaborent des agrégats de Divisia et EM. Bien qu'ils méritent des félicitations pour le « service public » ainsi rendu, j'aimerais attirer l'attention sur certains problèmes de mesure inhérents à ces deux types d'agrégat[4]. Premièrement, il se peut que les taux créditeurs affichés par les institutions financières soient supérieurs au taux de rendement effectif que les agents s'attendent à

---

2. C'est à Diewert (1976 et 1978) qu'on doit l'introduction de ces indices dans la littérature économique. D'après cet auteur, un indice est superlatif s'il est exact pour une fonction d'agrégation quelconque; autrement dit, il existe une correspondance étroite entre la fonction d'agrégation et la formule de calcul de l'indice.

3. Barnett, Fisher et Serletis (1992) présentent d'autres indices superlatifs et la formule exacte permettant de les calculer.

4. Barnett (1991) montre que l'agrégat EM est un cas particulier de l'agrégat de Divisia. Par conséquent, mes commentaires concernant les agrégats de Divisia s'appliquent aussi aux agrégats EM.

tirer de leurs placements. Cockerline et Murray (1981) précisent que l'obligation de maintenir un solde minimum dans certains comptes, les pénalités qui sanctionnent l'encaissement anticipé de certains avoirs à terme et divers frais de service ont tous pour effet de réduire le taux de rendement effectif propre des avoirs monétaires. Ces problèmes de mesure sont amplifiés par la possibilité que les institutions financières pratiquent l'interfinancement entre leurs divers secteurs d'activité, de sorte que les frais de service ou les taux d'intérêt risquent de varier si le client effectue plusieurs types d'opération avec la même institution.

Deuxièmement, le calcul des prix ou coûts d'utilisation retenus dans un agrégat de Divisia peut être compliqué lorsque les différents avoirs n'ont pas la même date d'échéance. Si, par exemple, la courbe de rendement a une pente négative, les taux d'intérêt à court terme sont supérieurs aux taux à long terme. Il se peut, par conséquent, que le coût d'utilisation de certains des avoirs monétaires soit négatif, leur taux de rendement propre passant au-dessus de celui de l'avoir de référence, qui est généralement représenté par un actif à long terme. Étant donné que le coût d'utilisation représente une mesure de la liquidité, il perd toute signification lorsqu'il est négatif.

Troisièmement, la méthode d'établissement des indices superlatifs repose sur l'hypothèse que les agents économiques détiennent des quantités optimales des différents avoirs et ne tient pas compte des coûts de réaménagement de portefeuille. Or, dans la pratique, les investisseurs ne cessent de modifier la composition de leur portefeuille sous l'effet des variations de taux d'intérêt. Étant donné que, dans la méthode des indices superlatifs, le coût d'utilisation d'un actif est mesuré par la différence entre son taux de rendement propre et celui d'un avoir de référence et que les coûts de réaménagement de portefeuille ne sont pas saisis par les taux d'intérêt, le « vrai » coût d'utilisation est sous-évalué.

Quatrièmement, le calcul du coût d'utilisation d'un actif suppose que l'avoir de référence n'est absolument pas liquide. Par conséquent, un actif négocié sur un marché secondaire ne peut théoriquement servir de référence, puisqu'un marché secondaire permet justement de convertir un actif en avoirs plus liquides qui peuvent servir à régler des transactions. En pratique, un actif répondant à cette exigence est difficile à trouver. De plus, seuls les avoirs de référence dont les coûts d'utilisation ne sont pas négatifs doivent être choisis, puisqu'un coût négatif pour l'utilisateur impliquerait que les agents économiques sont disposés à sacrifier une partie du rendement obtenu sur un avoir strictement non monétaire pour ne pas recevoir de services monétaires.

Cinquièmement, les pondérations (ou coûts d'utilisation) employées dans les indices superlatifs sont très sensibles aux variations des taux d'intérêt. Un relèvement de ces taux accroît le coût d'utilisation du

numéraire et se traduit donc instantanément par une pondération plus élevée. Cependant, comme l'augmentation des taux d'intérêt incite les investisseurs à réduire le numéraire qu'ils détiennent, le poids de celui-ci devrait diminuer progressivement. Par ailleurs, si le montant des liquidités détenues par les agents économiques augmente plus vite que la valeur des dépôts rémunérés, une montée des taux d'intérêt accroîtra instantanément la pondération attribuée au numéraire et réduira celle des avoirs rémunérés, entraînant ainsi une hausse du taux de croissance de l'indice superlatif. Cet indice pourrait donc se révéler une variable d'information trompeuse pour les autorités monétaires. La prudence s'impose lorsqu'on veut interpréter les résultats empiriques obtenus grâce à des agrégats superlatifs.

J'examinerai maintenant les résultats empiriques exposés dans l'étude. Serletis et Molik se proposent d'analyser le rôle des agrégats établis par sommation simple, par la méthode de Divisia et par celle de l'équivalent monnaie dans la conduite de la politique monétaire canadienne. Ils font appel aux filtres de Hodrick-Prescott pour étudier les corrélations entre les agrégats, d'une part, et le revenu et les prix, d'autre part. Ils procèdent aussi à des tests d'intégration, de cointégration et de causalité à la Granger. Voici les principaux résultats qu'ils obtiennent. En premier lieu, en se servant de filtres de Hodrick-Prescott, les auteurs constatent que M1, M1+ et les agrégats de Divisia correspondants sont les seuls qui préfigurent l'évolution du PIB réel. En deuxième lieu, ils constatent que tous les agrégats monétaires, les prix, le PIB nominal et le PIB réel sont intégrés d'ordre 1. En troisième lieu, ils concluent à l'absence de cointégration entre chacun des agrégats monétaires, d'une part, et le niveau des prix, le PIB nominal ou le PIB réel, d'autre part. En quatrième lieu, les tests de causalité à la Granger présentés montrent qu'aucun des agrégats monétaires n'est un indicateur avancé de l'inflation, que M1 Divisia est le meilleur indicateur avancé du revenu nominal et que M1++ Divisia constitue le meilleur indicateur avancé du revenu réel. Ces résultats amènent Serletis et Molik à conclure que la poursuite d'une cible monétaire n'est pas appropriée au Canada.

Ma première remarque au sujet du travail empirique des auteurs porte sur la substituabilité des actifs financiers entrant dans la composition de chaque agrégat. L'une des critiques adressées aux agrégats monétaires actuels est que tous les actifs financiers qui en font partie sont considérés comme parfaitement substituables à la monnaie. Or, différentes études ont démontré que très peu d'entre eux se révèlent de bons substituts de la monnaie[5]. Cette critique, à mon avis, vaut tout autant pour le travail de Serletis et Molik puisque, lorsqu'ils ont élaboré leurs agrégats, ils n'ont pas

5. Belongia et Chalfant (1989) présentent un résumé de certaines de ces études.

vérifié si les composantes de chacun étaient substituables les unes aux autres.

Barnett (1982) souligne qu'il importe que toutes les composantes d'un agrégat soient facilement substituables pour permettre de distinguer les avoirs monétaires des biens non monétaires. Il ajoute qu'un agrégat monétaire ne peut exister que s'il y a un sous-ensemble de biens monétaires qui soit séparable, au moins faiblement, des biens non monétaires. Cette condition de faible séparabilité implique que le taux marginal de substitution de deux biens monétaires faisant partie d'un sous-ensemble est indépendant des biens qui n'en font pas partie. Par conséquent, ainsi que l'ont souligné Swofford et Whitney (1991), cette condition garantit que les agrégats monétaires ne sont pas touchés par les changements de composition des dépenses consacrées aux biens non monétaires. Autrement dit, l'agrégat monétaire dépend du revenu total et non de la composition des dépenses.

Belongia et Chalfant (1989) ainsi que Swofford et Whitney (1992) recommandent d'utiliser les conditions non paramétriques découlant de la théorie de la préférence révélée de Varian (1982 et 1983) pour vérifier si un agrégat monétaire satisfait ou non à la condition de faible séparabilité. Le test de faible séparabilité de Varian comporte trois étapes. La première consiste à vérifier si l'ensemble de données satisfait à la condition de cohérence de l'axiome généralisé de la préférence révélée. Dans un deuxième temps, on vérifie s'il existe des sous-utilités compatibles avec l'axiome généralisé. La troisième étape consiste à vérifier si l'ensemble de données répond à certaines conditions suffisantes[6]. Une fonction d'utilité qui se comporte de la manière attendue peut servir de fonction d'agrégation si les données financières obéissent à l'axiome généralisé.

Le résultat selon lequel la monnaie n'est ni corrélée avec l'inflation ni un indicateur avancé mérite aussi que je m'y arrête. Ce résultat tout à fait déconcertant va à l'encontre du vieil adage de l'économie monétaire voulant que l'inflation soit un phénomène monétaire. Je crois que, si les auteurs obtiennent ce résultat, c'est parce qu'ils examinent la relation entre les agrégats et les prix à l'aide de taux de croissance trimestriels. Comme nous le savons, les taux de croissance trimestriels sont plus variables ou contiennent plus de « bruit » que les taux annuels. Par conséquent, ils permettent difficilement de dégager des relations significatives dans les données. De plus, les mesures de politique monétaire, dans l'état de nos connaissances, ne se répercutent sur les prix qu'après un laps de temps considérable, que l'on estime généralement de quelque six à huit trimestres. Il vaut donc mieux avoir recours aux taux de croissance en glissement annuel pour étudier la corrélation entre la monnaie et les prix.

---

6. Voir Swofford et Whitney (1991 et 1992) à ce propos.

Qui plus est, la littérature regorge de résultats qui démontrent l'existence d'une relation étroite entre la monnaie, définie de diverses manières, et l'inflation. À la Banque même, nos travaux montrent que la monnaie entre dans le processus de formation des prix. Engert et Hendry (1998) et Adam et Hendry (2000) constatent qu'un modèle vectoriel à correction d'erreurs (MVCE) basé sur M1 fournit beaucoup d'information sur l'évolution future de l'inflation et permet de prévoir le taux d'inflation à l'horizon de huit trimestres avec des erreurs relativement faibles. De même, les analyses menées à l'aide d'un VAR structurel par Kasumovich (1996) ainsi que par Fung et Kasumovich (1998) indiquent que la monnaie joue un rôle actif dans la transmission de la politique monétaire. Dans tous ces modèles, un changement de politique monétaire modifie la relation entre le stock de monnaie et la demande à long terme, en mettant en branle un long processus d'ajustement dans le cadre duquel les prix s'adaptent afin de rétablir l'équilibre monétaire. McPhail (2000) conclut de son côté que la monnaie au sens large, et tout particulièrement M2++, est un bon indicateur avancé de l'inflation à un horizon d'un à deux ans. Bref, cet ensemble de travaux fait ressortir l'existence d'une relation étroite entre la monnaie et l'inflation; autrement dit, une expansion monétaire excessive entraînerait une montée des tensions inflationnistes.

Dans l'ensemble, je trouve que Serletis et Molik ne sont pas allés suffisamment loin dans leur recherche empirique. Ils font appel à diverses techniques économétriques, mais ils s'attachent surtout à examiner les corrélations que présentent les données, l'ordre d'intégration et le sens de la relation de causalité entre les variables. Étant donné qu'ils cherchent à comparer la performance, sur le plan empirique, des agrégats établis par sommation simple à celle des agrégats élaborés par la méthode de Divisia et des agrégats équivalent monnaie, j'aurais aimé qu'ils analysent aussi la stabilité des agrégats dans une équation de demande de monnaie et leur capacité de prévision de variables macroéconomiques telles que le PIB réel et l'inflation. Cela aurait permis de comparer les agrégats de manière plus complète.

Si l'on veut pouvoir utiliser efficacement des agrégats monétaires dans la conduite de la politique monétaire, il faut que leur fonction de demande soit stable. Cette stabilité requiert que la demande d'agrégats soit une fonction systématique de variables macroéconomiques telles que le revenu et les taux d'intérêt, de manière que les variations de ces dernières permettent de prévoir celles des agrégats. Elle implique que les valeurs estimées des paramètres des fonctions de demande demeurent à peu près les mêmes lorsqu'on procède à une nouvelle estimation de la fonction au moyen d'un ensemble de données supplémentaire.

À la Banque, nous avons pu estimer des fonctions stables de demande de monnaie à long terme pour les agrégats étroits et larges établis par sommation simple. Faisant appel à la méthode de Johansen et Juselius, Hendry (1995) a établi une fonction unique et stable de demande de monnaie à long terme dans le cas de M1. McPhail (1993 et 2000) s'est également basée sur la méthode de Johansen et Juselius pour trouver des fonctions stables de demande à long terme pour les agrégats monétaires au sens large. Un exercice intéressant consisterait, pour les auteurs, à estimer les fonctions de demande des agrégats de Divisia et EM et à en évaluer la stabilité. Si les fonctions de demande estimées pour ces agrégats se révélaient stables, les auteurs pourraient comparer le pouvoir prédictif de ces derniers dans des MVCE à celui des agrégats correspondants établis par sommation simple.

Ainsi que je l'ai déjà fait remarquer, il est incontestable que, sur le plan théorique, les agrégats superlatifs sont de loin supérieurs aux agrégats correspondants calculés par sommation simple. La question qui se pose alors est de savoir pourquoi les banques centrales, y compris la Banque du Canada, persistent à utiliser le deuxième type d'agrégat. À mon avis, les auteurs de cette étude et ceux qui préconisent l'adoption d'agrégats superlatifs n'ont pas produit de résultats empiriques suffisamment convaincants pour justifier l'abandon des agrégats établis par sommation simple. Tout bien considéré, les travaux effectués à la Banque par Cockerline et Murray (1981), par Hostland, Poloz et Storer (1988) et par Longworth et Atta-Mensah (1995) montrent bel et bien que, du point de vue de l'adéquation statistique des modèles indicateurs sur échantillon, des prévisions hors échantillon fournies par ces mêmes modèles, de la spécification de fonctions de demande de monnaie et de la stabilité de ces fonctions dans le temps, les agrégats obtenus par sommation simple sont supérieurs sur le plan empirique aux indices de Divisia ou de Fisher.

Le fin mot de l'histoire se situe peut-être quelque part entre les agrégats établis par sommation simple et les agrégats superlatifs. Cependant, pour élaborer des agrégats monétaires fiables, les banques centrales doivent déterminer clairement quels avoirs sont assimilables à la monnaie. Malheureusement, ni la littérature traitant d'économie monétaire, ni les manuels classiques ne fournissent de définition adéquate de la monnaie. De plus, les innovations financières ont modifié fondamentalement les caractéristiques de nombreux actifs monétaires, à tel point qu'il est très difficile de trouver une définition précise de la monnaie. En vérité, il est peut-être vain de chercher une définition qui soit universelle. Ainsi que l'ont fait remarquer Friedman et Schwartz (1970, p. 137) :

> La monnaie doit être définie non pour des raisons de principe, mais parce qu'une définition est utile à l'organisation de notre

> connaissance des relations économiques. La « monnaie » est une grandeur à laquelle nous choisissons d'attribuer une valeur selon des modalités déterminées; ce n'est pas quelque chose qui existerait en soi et qui serait à découvrir, comme le continent américain; c'est un produit de la pensée scientifique qui est à inventer, comme la « longueur », la « température » ou la « force » en physique. [Traduction]

En l'absence de définition universelle, je suis d'avis que les banques centrales devraient définir la « monnaie » d'une façon pragmatique, qui les aide à mener une politique monétaire efficace et judicieuse. Elles pourraient faire entrer dans la définition de la monnaie les avoirs qui sont acceptés à titre de moyens de paiement, les actifs liquides et d'autres éléments du passif des institutions financières. Il n'est pas nécessaire que ces avoirs ou actifs soient corporels, mais il ne faut pas que leur utilisation crée un endettement ou une obligation de remboursement. Cette définition de la monnaie exclurait toutes les formes de crédit. À la lumière de cette définition, les agrégats monétaires pourraient être répartis en agrégats de règlement et agrégats d'épargne. Il faudrait en outre que, au regard de critères déterminés, ces actifs se comportent bien sur le plan empirique.

Bibliographie

Adam, C. et S. Hendry (2000). « Le modèle vectoriel à correction d'erreurs basé sur M1 : quelques extensions et applications ». *In* : *La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en novembre 1999, Ottawa, Banque du Canada, p. 175-208.

Andrew, A. P. (1899). « What Ought to Be Called Money? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 13, janvier, p. 219-227.

Barnett, W. A. (1980). « Economic Monetary Aggregates: An Application of Index Number and Aggregation Theory », *Journal of Econometrics*, vol. 14, nº 1, p. 11-48.

——— (1982). « The Optimal Level of Monetary Aggregation », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 14, nº 4, partie 2, p. 687-710.

——— (1991). « A Reply to Julio J. Rotemberg ». *In* : *Monetary Policy on the 75th Anniversary of the Federal Reserve System*, sous la direction de Michael T. M. Belongia, Proceedings of the Fourteenth Annual Economic Policy Conference of the Federal Reserve Bank of St. Louis, octobre 1989, Boston, Kluwer Academic Publishers, p. 232-243.

Barnett, W. A., D. Fisher et A. Serletis (1992). « Consumer Theory and the Demand for Money », *Journal of Economic Literature*, vol. 30, nº 4, p. 2086-2119.

Batten, D. S. et D. L. Thornton (1985). « Are Weighted Monetary Aggregates Better Than Simple-Sum M1? », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 67, nº 6, p. 29-40.

Belongia, M. T. et J. A. Chalfant (1989). « The Changing Empirical Definition of Money: Some Estimates from a Model of the Demand for Money Substitutes », *Journal of Political Economy*, vol. 97, nº 2, p. 387-397.

Cockerline, J. P. et J. Murray (1981). *A Comparison of Alternative Methods of Monetary Aggregation: Some Preliminary Evidence*, Rapport technique nº 28, Ottawa, Banque du Canada.

Diewert, W. E. (1976). « Exact and Superlative Index Numbers », *Journal of Econometrics*, vol. 4, nº 2, p. 115-146.

——— (1978). « Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation », *Econometrica*, vol. 46, nº 4, p. 883-900.

Engert, W. et S. Hendry (1998). « Forecasting Inflation with the M1-VECM: Part Two », document de travail nº 98-6, Banque du Canada.

Friedman, M. (1956). « The Quantity Theory of Money—A Restatement ». *In* : *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago, University of Chicago Press, p. 3-21.

——— (1959). « The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results », *Journal of Political Economy*, vol. 67, nº 4, p. 327-351.

Friedman, M. et D. Meiselman (1963). « The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier in the United States, 1897–1958 ». *In* : *Stabilization Policies*, Englewood Cliffs (New Jersey), Prentice-Hall, p. 165-268.

Friedman, M. et A. J. Schwartz (1969). « The Definition of Money: Net Wealth and Neutrality as Criteria », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 1, nº 1, p. 1-14.

——— (1970). *Monetary Statistics of the United States: Estimates, Sources, Methods*, Studies in Business Cycles nº 20, New York, National Bureau of Economic Research.

Fung, B. S. C. et M. Kasumovich (1998). « Monetary Shocks in the G-6 Countries: Is There a Puzzle? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 42, nº 3, p. 575-592.

Hendry, S. (1995). « Long-Run Demand for M1 », document de travail nº 95-11, Banque du Canada.

Hostland, D., S. Poloz et P. Storer (1988). *An Analysis of the Information Content of Alternative Monetary Aggregates*, Rapport technique nº 48, Ottawa, Banque du Canada.

Kasumovich, M. (1996). « Interpreting Money-Supply and Interest-Rate Shocks as Monetary Policy Shocks », document de travail nº 96-8, Banque du Canada.

Longworth, D. et J. Atta-Mensah (1995). « The Canadian Experience with Weighted Monetary Aggregates », document de travail nº 95-10, Banque du Canada.

McPhail, K. (1993). « The Demand for M2+, Canada Savings Bonds and Treasury Bills », document de travail nº 93-8, Banque du Canada.

——— (2000). « L'utilité de la monnaie au sens large pour la conduite de la politique monétaire ». *In* : *La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission*, actes d'un colloque tenu par la Banque du Canada en novembre 1999, Ottawa, Banque du Canada, p. 61-98.

Rotemberg, J. J., J. C. Driscoll et J. M. Poterba (1991). « Money, Output, and Prices: Evidence from a New Monetary Aggregate », document de travail nº 3824, National Bureau of Economic Research.

Swofford, J. L. et G. A. Whitney (1991). « The Composition and Construction of Monetary Aggregates », *Economic Inquiry*, vol. 29, nº 4, p. 752-761.

——— (1992). « The Changing Empirical Definition of Money: A Comment », *Journal of Political Economy*, vol. 100, nº 5, p. 1078-1081.

Varian, H. R. (1982). « The Nonparametric Approach to Demand Analysis », *Econometrica*, vol. 50, nº 4, p. 945-973.

——— (1983). « Non-parametric Tests of Consumer Behaviour », *Review of Economic Studies*, vol. 50, nº 1, p. 99-110.

Walter, J. R. (1989). « Monetary Aggregates: A User's Guide », *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, vol. 75, nº 1, p. 20-28.

Commentaires

Seamus Hogan

L'étude de Serletis et Molik, tout comme plusieurs autres à ce colloque, porte sur ce qui est peut-être la question fondamentale de l'économie monétaire empirique : dans un monde où existent de nombreux avoirs monétaires qui ne sont pas parfaitement substituables les uns aux autres, quelle mesure empirique de la monnaie correspond le mieux à la variable M que l'on trouve dans les manuels de théorie monétaire?

Cette étude a pour grand mérite de combiner deux courants de la littérature consacrée à cette question. Le premier courant met l'accent sur les actifs à inclure ou non dans l'ensemble des avoirs monétaires. Pour décider si un avoir particulier doit ou non être classé dans la monnaie, les disciples de cette école ordonnent généralement les actifs selon leur degré de liquidité, puis ils tracent la ligne de démarcation qui sépare les avoirs monétaires des avoirs non monétaires. Les auteurs qui se réclament du second courant, illustré par les indices de Divisia et les indices équivalent monnaie (EM), délaissent le mode dichotomique pour aborder la question autrement : ils retiennent un large ensemble d'actifs monétaires et affectent une pondération supérieure aux plus liquides d'entre eux.

Il convient de signaler que la deuxième approche n'englobe pas la première : les pondérations retenues dans les indices de Divisia et EM découlent de la théorie plutôt que d'un processus d'estimation, de sorte que des coefficients égaux à zéro ou à un ne peuvent être considérés comme des cas particuliers. Pour chacune de ces catégories d'indices, donc, il reste à décider des actifs à inclure dans l'ensemble des avoirs monétaires. L'un des bons côtés de cette étude réside dans le fait que les auteurs se penchent sur un agrégat établi par sommation simple, un indice de Divisia et un indice EM pour *chacune* des cinq définitions de la monnaie considérées. Cela exige un travail considérable, mais nous pouvons ainsi déterminer dans quelle

mesure les résultats sont liés à la formule de pondération plutôt qu'au choix des avoirs.

Les vertus de cette méthode deviennent manifestes quand nous examinons les Figures 1 à 5. Pour tous les agrégats plus larges que M1, l'indice EM affiche un comportement bien différent de celui des deux autres mesures, en particulier au cours des années 1990. Même si cela sortait peut-être du cadre envisagé, j'aurais aimé que les auteurs approfondissent la question suivante : qu'est-ce que les indices équivalent monnaie et les années 1990 ont de si particulier pour entraîner une telle divergence? Il serait également intéressant de savoir si les indices EM présentent un pouvoir explicatif supérieur ou inférieur dans les diverses régressions auxquelles procèdent les auteurs pour les années 1990, en vue de déterminer si le comportement observable au premier abord fournit une information utile sur la nature des meilleures mesures de la monnaie.

Le deuxième bon côté de cette étude est son orientation empirique. La théorie sur laquelle reposent les indices à pondération variable est séduisante, mais elle dépend d'un certain nombre d'hypothèses concernant la qualité de la mesure des prix relatifs *effectifs* des différents avoirs monétaires, la capacité d'agréger les diverses fonctions de demande de monnaie et d'autres facteurs du même genre. En fin de compte, même si la théorie permet de dégager différents agrégats prometteurs, la question de savoir lequel mesure le mieux la monnaie en situation réelle appelle une réponse empirique.

Je crois cependant que Serletis et Molik ont poussé trop loin leur démarche strictement empirique. Avant d'analyser les données afin de déterminer la meilleure mesure de la monnaie, nous devons en effet nous poser une question : la meilleure pour quoi? Par exemple, cherchons-nous à déterminer quelle mesure est le meilleur indicateur avancé de l'inflation ou du revenu, celle qui mesure le mieux l'orientation de la politique monétaire, ou encore celle qui répond à quelque autre critère? La réponse à cette question dicte la meilleure façon d'analyser les données et, par conséquent, d'interpréter le résultat. J'aurais aimé que les auteurs appuient davantage leur étude sur une argumentation de ce genre, au lieu de s'en tenir à une simple présentation des données. Serletis et Molik exposent leurs résultats de manière purement *statistique*, au lieu d'en dégager la dimension *économique*, qui importe pour la question notée précédemment. Par exemple, on a une certaine idée de l'agrégat monétaire qui constitue le meilleur indicateur avancé de l'inflation lorsqu'on examine leurs tests de causalité à la Granger; toutefois, ces résultats sont présentés uniquement sous l'angle du risque de première espèce — c'est-à-dire du risque que l'on rejette à tort l'hypothèse nulle d'absence de causalité. Cela fournit certes de l'information utile, mais sans nous permettre de déterminer directement

l'efficacité de chaque mesure de la monnaie comme indicateur avancé. Il aurait été intéressant de compléter cette information au moyen de quelques prévisions effectuées hors échantillon, par exemple au moyen d'échantillons mobiles.

Dans l'ensemble, cette étude présente une foule d'informations qui amènent à se poser nombre de questions intéressantes. J'espère que les auteurs et d'autres chercheurs s'engageront plus avant dans la voie qu'elle trace de manière à approfondir notre connaissance de ces sujets.

Discussion générale

Dans sa réponse aux commentateurs, Serletis rappelle la nécessité de ne pas s'arrêter aux agrégats établis par sommation simple et d'envisager une approche plus générale, comme le préconisent depuis longtemps des auteurs faisant autorité tels que Friedman et Schwartz (1970). Il concède toutefois que l'élaboration et l'utilisation d'agrégats de Divisia ne vont pas sans complications. Il signale en particulier que le caractère discrétionnaire du choix des taux de rendement propres et des coûts d'utilisation d'un actif rend souvent difficile la reproduction des résultats par d'autres chercheurs. Les changements institutionnels comme les fusions bancaires et les acquisitions d'établissements parabancaires peuvent aussi compliquer les choses lorsqu'on veut construire des séries temporelles cohérentes.

Alain Paquet fait état de trois préoccupations. Tout d'abord, Serletis et Molik n'ont examiné que la cointégration entre deux variables à la fois. Selon lui, cela ne permet pas de déterminer si les agrégats possèdent ou non les propriétés souhaitables. Il faudrait recourir à un plus grand nombre de variables dans les tests, puisque les résultats risquent de s'en trouver modifiés. Ensuite, le VAR a été estimé en niveau. Si les données ne sont pas stationnaires, la distribution des statistiques des tests de causalité à la Granger ne sera pas normale, et les risques de première espèce présentés dans le document seront faussés. De plus, l'estimation d'un VAR en niveau avec des variables intégrées et un échantillon fini peut se traduire par des biais importants dans l'estimation des profils de réaction (voir par exemple Phillips, 1998). Il aurait donc peut-être été plus approprié d'estimer le VAR en différences, ou encore de recourir à un modèle vectoriel à correction d'erreurs. Enfin, les résultats peuvent être très sensibles à l'ordre des variables utilisées dans la décomposition de Choleski pour identifier le VAR.

* Le présent sommaire a été rédigé par Jamie Armour.

Une autre solution consisterait peut-être à faire appel à des restrictions à long terme, en imposant par exemple la neutralité de la monnaie, une hypothèse avec laquelle Serletis et Koustas (1998) se disent en accord. En conclusion, Paquet recommande de poursuivre l'évaluation de la robustesse des résultats.

Pierre Duguay se dit perplexe devant le traitement asymétrique du taux de rendement propre des dépôts à vue et des autres dépôts. Serletis et Molik corrigent les taux de rendement implicites dans le cas des dépôts à vue, mais non dans celui des dépôts à préavis transférables par chèque. Duguay souligne également une différence notable entre la Figure 1 de Serletis et Molik et la même figure dans le document d'Aubry et Nott. Les variations prononcées que l'on observe dans l'étude d'Aubry et Nott dans le cas de M1 établi par sommation simple n'apparaissent pas dans l'agrégat de Divisia décrit par Serletis et Molik. Duguay émet l'hypothèse que cela tient au comportement de la valeur relative des rendements calculés.

Shamik Dhar pose une question théorique sur la définition de la monnaie de transaction. Il signale qu'au Royaume-Uni, l'agrégat de Divisia présente une forte corrélation avec M4 établi par sommation parce que les établissements parabancaires jouent un rôle prédominant dans les variations des deux séries. Le second agrégat représente essentiellement la demande de monnaie liée aux opérations financières. Si les économistes s'intéressent davantage à la demande de monnaie liée aux achats de biens et services, ils peuvent laisser de côté les actifs des établissements parabancaires.

Robbie Jones aimerait savoir comment la prise en compte de la structure des taux d'intérêt influerait sur les taux de rendement calculés dans l'étude. Par exemple, comment interpréterait-on une courbe de rendement inversée? Les écarts de taux de rendement entre les avoirs à court et à long terme reflètent généralement les modifications attendues des taux courts. Jones se demande s'il est possible d'utiliser un taux de rendement *ex post* pour les obligations à long terme détenues pendant 90 jours. Serletis répond que tous les taux de rendement utilisés dans l'étude sont corrigés en fonction du risque et que le taux de référence est le taux maximal au cours de la période considérée.

Bibliographie

Friedman, M. et A. J. Schwartz (1970). *Monetary Statistics of the United States: Estimates, Sources, Methods,* Studies in Business Cycles nº 20, New York, National Bureau of Economic Research.

Phillips, P. C. B. (1998). « Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in Nonstationary VARs », *Journal of Econometrics,* vol. 83, nºs 1-2, p. 21-56.

Serletis, A. et Z. Koustas (1998). « International Evidence on the Neutrality of Money », *Journal of Money, Credit and Banking,* vol. 30, nº 1, p. 1-25.

Le modèle vectoriel à correction d'erreurs basé sur M1 : quelques extensions et applications

Charleen Adam et Scott Hendry

> La conduite de la politique monétaire s'apparente à celle d'un véhicule automobile en situation de visibilité imparfaite — par exemple lorsqu'il y a un orage et que les essuie-glaces fonctionnent mal. Cela peut se faire, si nous faisons preuve de beaucoup de prudence. (John Crow, conférence donnée sous les auspices de la Fondation Hanson, 1988)

> Le dilemme de la Réserve fédérale ressemble à celui du patron de remorqueur qui pousse devant lui une longue file de péniches dans un épais brouillard; le convoi est peu manœuvrant. Le capitaine doit commencer à agir sur la barre un demi-mille avant le coude de la rivière. Cependant, il ne peut apercevoir ce coude avant qu'il ne soit trop tard. (Allan Murray, *The Wall Street Journal*, 1989) [Traduction]

Introduction

Les autorités monétaires n'ont pas la tâche facile lorsqu'elles ont à évaluer la situation économique et à décider des mesures à prendre pour atteindre leurs objectifs, par exemple maintenir l'inflation dans une fourchette

* Nous tenons à remercier Bob Amano, David Andolfatto, Kevin Clinton, Walter Engert, Chuck Freedman, Kevin Moran et Jack Selody de leurs précieux commentaires sur les versions antérieures du présent document. Tous nos remerciements à Pierre Duguay, qui nous a aidés à retrouver cet extrait d'une allocution de John Crow. La seconde citation est tirée de Dorfman (1999).

déterminée. En raison des délais à la fois longs et variables avec lesquels une mesure de politique monétaire fait sentir ses effets sur les variables économiques, les autorités doivent disposer d'un moyen quelconque de déterminer si leur action a — ou aura — l'effet souhaité.

Les économistes de la Banque du Canada ont recours à des prévisions de l'inflation, outre d'autres variables considérées comme des indicateurs avancés, pour renseigner les décideurs sur l'état actuel et futur de l'économie. Parmi ces variables figurent les nouvelles commandes et les expéditions, l'activité sur le marché du logement, l'inflation et divers agrégats de la monnaie et du crédit. Étant donné qu'aucun indicateur n'est supérieur à tous les autres, il est sage de suivre l'évolution d'un grand nombre de variables afin de tenir compte de tous les signaux qui peuvent être utiles au sujet de l'évolution de l'économie. Cette stratégie vaut aussi pour les modèles. Comme un modèle traduit simplement un ensemble d'hypothèses ou de règles de comportement de l'économie, les économistes ont recours à plusieurs modèles pour établir leurs prévisions ou projections conditionnelles[1].

Les économistes de la Banque ont suivi jusqu'à présent, en matière de modélisation, des stratégies qui embrassent tout le spectre, allant des approches purement théoriques aux approches strictement empiriques[2]. Le modèle décrit ici est un modèle vectoriel à correction d'erreurs basé sur M1 (MVCE-M1), que l'on pourrait situer entre le milieu du spectre et le point extrême formé par les modèles strictement empiriques. Le cœur de ce modèle est constitué par une fonction de demande de monnaie à long terme. Plusieurs extensions ont été données au modèle de base présenté par Hendry (1995) de manière à l'étoffer sur le plan théorique (ou structurel) et à en accroître l'utilité dans les analyses où l'on envisage différents scénarios.

Les première et deuxième sections replacent le MVCE-M1 dans son contexte et décrivent les changements que nous avons apportés au modèle original de Hendry. La troisième section explique en détail les raisons pour lesquelles M1 brut n'est plus la mesure privilégiée de la masse monétaire au sens étroit dans le modèle et indique comment est élaboré M1 corrigé, la mesure retenue ici. Quant à la quatrième section, elle est consacrée à l'identification des chocs de politique monétaire dans le cadre du MVCE, tandis que la cinquième section expose comment l'information tirée des

---

1. Engert et Selody (1998) ainsi que Berk (1997) présentent des arguments très convaincants en faveur de l'utilisation de modèles multiples dans la formulation de la politique monétaire. Étant donné qu'il ne saurait exister de modèle unique capable de saisir tous les aspects de l'économie, il vaut mieux disposer de plusieurs modèles différents qui présentent de manière condensée différentes conceptions ou différents aspects de l'économie.
2. Nous sommes redevables de cette image à Kevin Moran et à Jack Selody.

modèles peut servir à éclairer les décisions de politique monétaire. La sixième section, enfin, esquisse des axes de recherche pour l'avenir.

1 Contexte

L'inflation est essentiellement un phénomène monétaire. En longue période, une création excessive de monnaie conduit inévitablement à l'inflation. À court terme, la relation n'est peut-être pas aussi étroite. La fixation de cibles de croissance monétaire en vue de réduire l'inflation dans les années 1970, aussi bien au Canada qu'aux États-Unis, s'étant révélée un échec, les modèles dont se servent maintenant les autorités pour guider leur politique monétaire n'assignent bien souvent qu'un rôle passif à la monnaie, de sorte qu'on n'a pas à tenir compte de celle-ci dans la pratique. Plus précisément, on fait l'hypothèse que la banque centrale et les banques commerciales se contentent de fournir de la monnaie de manière passive, en réponse à la demande des agents économiques. La monnaie ne joue donc aucun rôle causal dans ces modèles de l'inflation. Dans ce modèle-ci, par contre, la monnaie est censée jouer un rôle actif et causer l'inflation. Cependant, l'effet de la monnaie sur l'inflation n'y dépend pas de son utilisation à titre d'instrument par les autorités monétaires, comme c'est le cas dans nombre de modèles théoriques. Un taux d'intérêt à très court terme tel que le taux du financement à un jour peut être considéré comme l'instrument de la politique monétaire, ce qui est conforme à la pratique actuelle de la Banque du Canada. En réagissant aux variations du taux à un jour, les intermédiaires financiers accordent des prêts aux agents économiques et créent donc des dépôts. Ces agents effectuent alors des opérations avec d'autres agents au moyen des encaisses nouvellement créées, ce qui entraîne des modifications du niveau d'activité global et des prix. Le raisonnement sous-jacent est que les agents ont une demande de monnaie à long terme et que les encaisses effectivement détenues fluctuent autour du niveau souhaité en longue période. À noter que, dans la suite du texte, l'écart monétaire désigne la différence entre l'offre effective de monnaie et la demande estimée de monnaie à long terme (lorsqu'on utilise les paramètres à long terme mais que l'on retient les valeurs actuelles des variables de la fonction de demande à long terme)[3].

---

3. En ce sens, c'est la différence entre la monnaie effective et la valeur courante de la demande de monnaie à long terme que l'on évalue. On aurait aussi pu retenir à la place dans la fonction de demande de monnaie à long terme les valeurs de long terme des variables figurant dans cette fonction. Cependant, lorsqu'on procède ainsi, l'écart monétaire perd la majeure partie de son pouvoir prédictif, probablement parce que le modèle inclut une mesure de l'offre effective de monnaie plutôt qu'une mesure quelconque de l'offre de monnaie à long terme. La formalisation du processus d'expansion monétaire est un domaine méritant de plus amples recherches.

Laidler (1999) décrit les deux conceptions du rôle de la monnaie, en s'inspirant de la théorie relative au rôle de tampon des encaisses pour expliquer les écarts temporaires qui peuvent exister par rapport à la demande de monnaie à long terme des agents[4]. Supposons par exemple qu'un agent reçoive un montant forfaitaire non anticipé. Il doit assumer des coûts d'information et des coûts de transaction pour décider de l'emploi de cette somme et mettre sa décision à exécution. Le comportement optimal consiste donc à prendre le temps qu'il faut pour en arriver à une décision, de sorte que, à tout moment, les encaisses de transaction effectives de l'agent pourront différer du niveau souhaité à long terme. En d'autres termes, les encaisses effectives fluctuent autour du niveau désiré (c'est-à-dire la demande à long terme de monnaie), de la même façon que les stocks d'une entreprise oscillent autour du niveau visé. L'entreprise ou le particulier dont les encaisses sont supérieures au niveau souhaité entreprendra de se débarrasser de l'excédent en effectuant des opérations avec les autres agents. Une offre de monnaie globalement excédentaire peut se traduire par des tensions inflationnistes de la même manière qu'une demande excédentaire de biens — il y a trop de monnaie pour trop peu de biens. Par conséquent, un écart monétaire positif (stock de monnaie supérieur à la demande globale de monnaie à long terme) correspond aux périodes d'aggravation des tensions inflationnistes, et un écart négatif (stock de monnaie inférieur à la demande de monnaie à long terme) correspond aux périodes de pressions à la baisse sur l'inflation.

Le MVCE basé sur M1 corrigé que nous présentons ici est un prolongement des travaux effectués par Hendry (1995), qui procède à l'estimation d'un vecteur unique de cointégration à long terme entre M1, la production, les prix et un taux d'intérêt à court terme. Ce vecteur peut être assimilé à une fonction de demande à long terme de monnaie. Étant donné que la quantité de monnaie demandée ne doit pas obligatoirement être égale à la quantité de monnaie fournie à tout moment — bien que cette égalité soit requise en régime permanent (*steady state*) —, le terme de correction d'erreurs du modèle peut être assimilé à un écart monétaire, dont il a été démontré qu'il permettait de prévoir l'inflation[5].

4. L'exposé de Laidler (1999) est axé sur la monnaie au sens étroit, c'est-à-dire la monnaie de transaction.

5. Armour et coll. (1996) et Engert et Hendry (1998) constatent que le MVCE constitue un bon modèle de prévision de l'inflation à l'horizon de un ou deux ans. En outre, Fung et Kasumovich (1998) observent qu'une modification de la politique monétaire dans un sens expansionniste est suivie d'un écart monétaire positif, puis d'une hausse des prix.

2 Description du MVCE

Le modèle utilisé ici est analogue au modèle original de Hendry dans la mesure où il sert à estimer un vecteur unique et stable de cointégration à long terme entre M1 nominal, la production réelle, l'indice des prix à la consommation et un taux d'intérêt à court terme, en données trimestrielles. Ce vecteur peut aussi être considéré comme une fonction de demande de monnaie à long terme. Voir l'Annexe pour obtenir des précisions à ce sujet.

La méthode de Johansen-Juselius (1990) a servi à estimer le vecteur de cointégration à long terme à partir d'un MVCE de la forme

$$\Delta X_t = \Gamma(L)\Delta X_t + DZ_t + \alpha\beta'[X_{t-1}], \qquad (1)$$

où X_t est un vecteur des variables endogènes (c.-à-d. la monnaie, la production, les prix et les taux d'intérêt), $\Gamma(L)$ est une matrice des paramètres d'un processus de retard d'ordre 4, Z_t est un vecteur des variables exogènes stationnaires (dont des variables muettes saisonnières) et D est la matrice des paramètres associés aux variables exogènes. Les paramètres α mesurent la vitesse à laquelle les variables du système s'ajustent pour rétablir une situation d'équilibre à long terme, tandis que les vecteurs β sont des estimations des relations de cointégration à long terme entre les variables du modèle.

Ce système présente une relation unique de cointégration à long terme qui est stable entre la monnaie, l'inflation, la production et les taux d'intérêt. On impose une élasticité des prix égale à l'unité (c.-à-d. que les prix varient dans la même mesure que la monnaie); le coefficient à long terme relatif à la production est d'environ 0,5 tandis que celui du taux d'intérêt est d'environ – 0,04, ce qui est conforme aux résultats des travaux antérieurs[6].

Cependant, les paramètres à court terme estimés du modèle original de Hendry (c.-à-d. les paramètres α, ainsi que les coefficients des variables endogènes retardées) étaient instables en ce sens qu'ils variaient considérablement pendant la période d'estimation. Il a donc fallu ajouter un certain nombre de variables exogènes pour améliorer les estimations. L'une de ces variables est l'écart de production calculé au moyen des chiffres de la production potentielle fournis par le MTP, le Modèle trimestriel de prévision de la Banque, qui mesure celle-ci à l'aide d'un filtre multivarié élargi (pour en savoir davantage sur la mesure de la production potentielle, voir Butler, 1996). Les autres variables exogènes ajoutées au modèle sont le taux de change au comptant Canada/États-Unis, le taux du papier

6. La condition d'élasticité des prix égale à l'unité n'a pas été rejetée dans une régression sans contrainte.

commercial à 90 jours aux États-Unis, le taux d'inflation aux États-Unis, la variation des dépôts à préavis autres que ceux des particuliers après 1980 et une variable muette à saut discret pour le début des années 1980. Cette dernière variable est censée représenter la vague d'innovations financières survenue dans les banques à charte au début de la décennie 1980[7]. Nous avons mis à l'essai beaucoup d'autres variables, dont les taux d'intérêt offerts sur les comptes à intérêt quotidien et la valeur nominale de ces derniers, la courbe de rendement et la volatilité des taux à long terme, mais aucune n'a permis de se passer de la variable muette représentant les innovations financières observées au cours de la période en question.

L'incorporation des dépôts à préavis autres que ceux des particuliers à titre de variable exogène vise à permettre au modèle d'englober les transferts qui se sont produits pendant les années 1990 entre les comptes de dépôt à vue et à préavis. Les réserves obligatoires sur les deux catégories de comptes ayant été éliminées dans la première moitié des années 1990, les agents (principalement les entreprises) ont été amenés à transférer dans des comptes à vue des fonds placés dans des comptes à préavis. Cette redistribution a eu pour effet de majorer le taux de croissance de M1 au cours des dernières années; toutefois, si la croissance plus rapide de M1 s'est accompagnée d'une certaine accélération de la progression du PIB réel, elle ne s'est pas répercutée jusqu'ici sur l'inflation. La redistribution des dépôts entre les comptes à vue et à préavis n'est pas la seule innovation à avoir influé sur M1[8], et c'est la raison pour laquelle nous avons retenu dans le modèle une mesure corrigée de M1 plutôt que M1 brut. Nous y reviendrons à la troisième section.

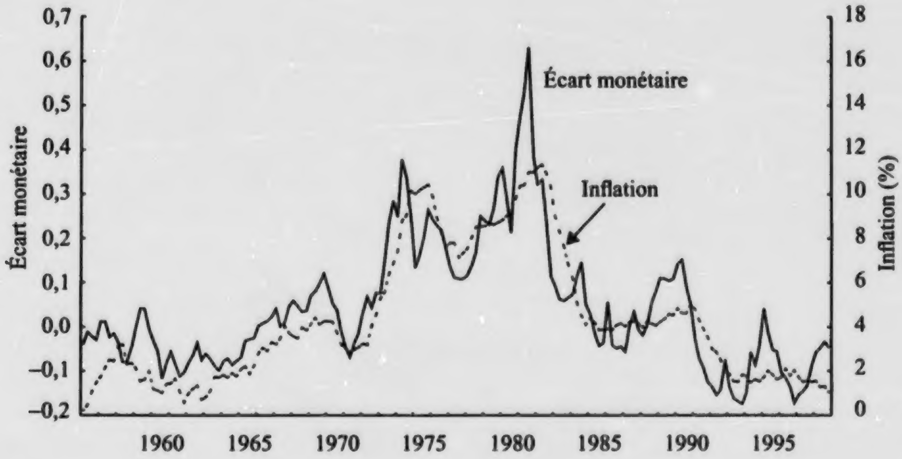
Certaines conditions d'équilibre ont été imposées au modèle afin d'obtenir un régime permanent particulier. Nous avons fait l'hypothèse qu'en régime permanent, la croissance de la production potentielle était de 2,3 %, l'inflation de 2 % et la croissance monétaire de 3,2 %, conformément aux paramètres de la fonction de demande de monnaie à long terme et aux hypothèses relatives à l'augmentation de la production et des prix. Le taux des fonds à un jour se situe à environ 4,9 % en régime permanent à la lumière de la relation observée par le passé avec les taux d'intérêt aux États-Unis.

Ainsi que nous l'avons vu à la section précédente, la différence entre l'offre effective de monnaie et la demande estimée de monnaie à long terme constitue l'écart monétaire. L'évolution de l'écart monétaire a suivi de très

---

7. Le lecteur trouvera une description de certaines de ces innovations dans les travaux de Freedman (1983), de Gomme (1998) et d'Aubry et Nott (2000).
8. Les innovations ayant influé sur M1 au cours des années 1990 sont décrites dans Banque du Canada (1998), Atta-Mensah et Nott (1999) et Aubry et Nott (2000).

Figure 1
Écart monétaire et taux d'inflation observé huit trimestres plus tard



près celle de l'inflation depuis une quarantaine d'années (voir la Figure 1); cet écart aide donc le modèle à prévoir l'inflation.

Il existe deux grandes différences entre le MVCE-M1 présenté ici et le modèle original de Hendry : notre modèle est basé sur M1 corrigé (dont il sera question dans la prochaine section) plutôt que sur M1 brut, et le taux d'intérêt retenu est le taux du financement à un jour plutôt que le taux du papier commercial à 90 jours. Le taux à un jour est l'instrument d'intervention des autorités monétaires depuis 1994 au Canada, et il semble qu'il offre un bon moyen d'évaluer la politique monétaire au Canada sur une période beaucoup plus longue (voir Armour, Engert et Fung, 1996). De plus, comme ce taux présente une forte corrélation avec le taux du papier commercial à 90 jours (le coefficient de corrélation mesuré à partir de 1956 est de 0,98), le changement de taux à court terme dans le modèle n'a pas eu d'effet appréciable sur la fonction estimée de demande de monnaie ni sur la qualité des prévisions.

3 Prise en compte des innovations financières ayant touché la monnaie au sens étroit

Au Canada, les variations de la croissance de M1 réel sont corrélées avec celles de la croissance du PIB réel environ deux trimestres plus tard[9]. Les variations de la croissance de M1 sont également corrélées avec celles des

9. Voir par exemple Banque du Canada (1999, p. 29).

prix environ huit trimestres plus tard[10]. La relation entre la monnaie et les autres variables économiques semble toutefois s'être modifiée au cours des années 1990, sous l'effet peut-être de la « restructuration » de l'économie canadienne après la récession de 1990-1991. Ce changement pourrait aussi être lié à la décision des autorités monétaires canadiennes d'adopter des cibles explicites en matière d'inflation. Il est possible, enfin, que les nombreuses innovations financières qui ont marqué les années 1990 et ont paru modifier la nature des comptes de dépôt y soient aussi pour quelque chose.

Cette dernière possibilité nous a amenés à revoir la définition de la monnaie au sens étroit retenue dans le MVCE[11]. Par monnaie au sens étroit on entend généralement les encaisses servant à régler les achats de biens et de services. Au Canada, la monnaie au sens étroit correspond actuellement à l'agrégat M1, qui comprend la monnaie hors banques, les comptes de chèques personnels et les comptes courants. Au cours des années 1992 à 1994, les réserves obligatoires à maintenir à l'égard de ces comptes ont été éliminées progressivement, et la distinction entre les comptes à préavis et les comptes à vue s'est estompée[12]. En outre, le développement des services financiers sous forme électronique durant les dernières années et la vogue croissante des cartes de débit, des guichets automatiques et des services bancaires par téléphone ou par ordinateur personnel ont amené les agents à réduire leurs encaisses monétaires et leur ont permis d'avoir accès plus facilement, pour régler leurs transactions, à des types de compte non compris dans M1. Ces améliorations dues à la technologie semblent avoir donné lieu à un accroissement de la substituabilité des espèces et des comptes de dépôt à vue ou à préavis; par conséquent, une définition plus large de la monnaie de transaction serait peut-être de mise en cette ère de l'électronique. Parallèlement, il faut bien voir que la plupart des types de compte actuellement offerts par les institutions financières ont une double fonction : règlement des transactions et épargne. Par conséquent, les soldes de ces comptes ne devraient pas faire partie en totalité de l'agrégat mesurant

10. Comme on peut le vérifier dans Hendry (1995) et Armour, Atta-Mensah, Engert et Hendry (1996).

11. Aubry et Nott (2000) essaient de déterminer d'un point de vue conceptuel quels éléments inclure dans un agrégat mesurant la monnaie au sens étroit.

12. Les coefficients de réserve étaient plus élevés sur les dépôts à vue (compris dans M1) que sur les dépôts à préavis (exclus de cet agrégat). Par conséquent, mise à part l'obligation de préavis de retrait, qui a peu de conséquences pratiques, la distinction entre les comptes à vue et à préavis a perdu sa raison d'être. Cette innovation semble jusqu'ici avoir influé principalement sur les comptes bancaires des entreprises. Les banques ont commencé à offrir des taux plus intéressants sur les comptes courants, ce qui a incité les entreprises à y transférer une partie de leurs disponibilités.

la monnaie de transaction. La question est de savoir comment établir de manière raisonnable la partie qui devrait en être exclue.

Au Canada, entre 1980 et 1982, une série d'innovations financières avaient déjà eu tendance à rendre instables les paramètres du vecteur de cointégration dans le modèle. Cependant, les innovations de cette période avaient simplement entraîné, de façon générale, un déplacement de la monnaie d'un agrégat à un autre — plus précisément, des dépôts à vue (M1) aux dépôts à préavis (M2). Dans un contexte caractérisé par des taux d'intérêt élevés et des modifications des coefficients de réserves obligatoires, les banques ont cherché à inciter leur clientèle à transférer les fonds déposés dans des comptes dont le maintien était coûteux pour elles (les comptes à vue) à des comptes plus économiques (les comptes à préavis). Elles ont créé des types de compte innovateurs comme les comptes d'épargne à intérêt quotidien et les comptes de chèques à intérêt quotidien pour amener les consommateurs à transférer les soldes de leurs comptes à vue ne portant pas intérêt à des comptes à préavis rémunérés. Le changement observé au cours des années 1990 n'est pas seulement lié à un retour des fonds vers les comptes à vue sous l'effet de la diminution, puis de l'élimination complète des réserves obligatoires sur ces comptes, mais aussi aux changements technologiques qui ont permis une multiplication des types de compte permettant de régler des transactions.

L'agrégat M1 corrigé est une mesure de la monnaie que nous avons élaborée à l'aide d'un modèle expressément pour corriger l'instabilité des paramètres du MVCE et obtenir une estimation de la taille des distorsions subies par M1. L'élaboration de cet agrégat corrigé s'est faite en deux temps.

En premier lieu, une équation de prévision de la monnaie provenant d'un MVCE basé sur M1 brut (estimé sur la période 1956-1993) a servi à prévoir la croissance de M1 du premier trimestre de 1992 au premier trimestre de 1999, en retenant les valeurs effectives de toutes les autres variables du modèle; nous avons ainsi obtenu une série chronologique de la monnaie « sans distorsion ». Cette série représente les valeurs estimées que M1 aurait prises en l'absence des changements qui ont influé sur le processus générateur des données au cours des années 1990.

En second lieu, dans le but de rattacher la série ainsi estimée aux données observables relatives à la monnaie, nous avons fait la régression de cette série sur toutes les composantes de M1++ (M1 brut plus l'ensemble des dépôts à préavis). Étant donné que les coefficients de certaines composantes que l'on pouvait raisonnablement considérer comme présentant le même type de caractéristique ou d'utilisateur étaient similaires, nous avons regroupé ces composantes afin de réduire le nombre des

paramètres à estimer et de rendre le processus d'estimation plus efficace, compte tenu de la petite taille de l'échantillon.

3.1 Calcul de M1 corrigé

Nous avons calculé M1 corrigé à l'aide de moyennes pondérées distinctes :

M1 corrigé = 1,58 (*monnaie hors banques*) + 0,28 (*dépôts des entreprises*)
(pour la période 1992T1-1994T3)

M1 corrigé = 1,19 (*monnaie hors banques*) + 0,22 (*dépôts des entreprises*)
+ 0,15 (*dépôts des particuliers*)
(pour la période 1994T4-1999T1)

où le terme *dépôts des entreprises* représente la somme des comptes courants et des dépôts à préavis autres que ceux des particuliers, et le terme *dépôts des particuliers*, l'ensemble des dépôts à préavis des particuliers[13].

M1 corrigé présente deux différences par rapport à M1 brut :

1. Le choix des composantes : M1 corrigé comprend les comptes à préavis mais non les comptes de chèques personnels, dont plus de la moitié sont de nos jours tenus chez les courtiers en valeurs mobilières. Les comptes tenus chez les courtiers semblent servir principalement à l'acquisition d'avoirs financiers — fonds communs de placement, actions et obligations — plutôt qu'à l'achat de biens et de services. Par conséquent, ils devraient probablement être classés dans un agrégat plus large mesurant la monnaie en tant que réserve de valeur au lieu d'être inclus dans notre mesure des encaisses de transaction.
2. Le choix des pondérations : dans M1, chacune des composantes a la même pondération (égale à un), tandis que, dans M1 corrigé, la pondération dépend des résultats de l'estimation. M1 corrigé permet aussi de modifier les pondérations en des points déterminés de la période considérée.

Étant donné la faible taille de l'échantillon ainsi que l'ampleur des changements dont les paramètres ont fait l'objet au fil du temps, les pondérations présentées ici sont toutefois sujettes à caution. Nous reviendrons de manière plus approfondie sur cette question.

Le but essentiel de cette opération était de corriger l'instabilité du MVCE. Il ressort clairement des Figures 2 et 3 que le nouveau MVCE basé sur M1 corrigé a des paramètres plus stables (de par leur conception) que le MVCE antérieur basé sur M1 brut.

---

13. L'échantillon a été divisé en deux sous-périodes pour tenir compte du fait que les valeurs estimées des paramètres diffèrent sensiblement, après le troisième trimestre de 1994, des valeurs obtenues avant ce trimestre.

Figure 2

Élasticité par rapport au revenu calculée au moyen d'une régression sur échantillon mobile

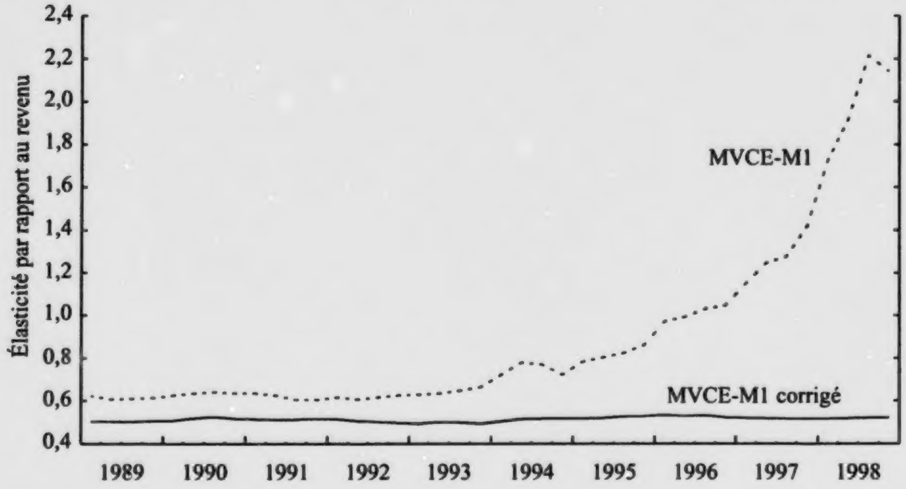


Figure 3

Semi-élasticité par rapport au taux d'intérêt calculée au moyen d'une régression sur échantillon mobile

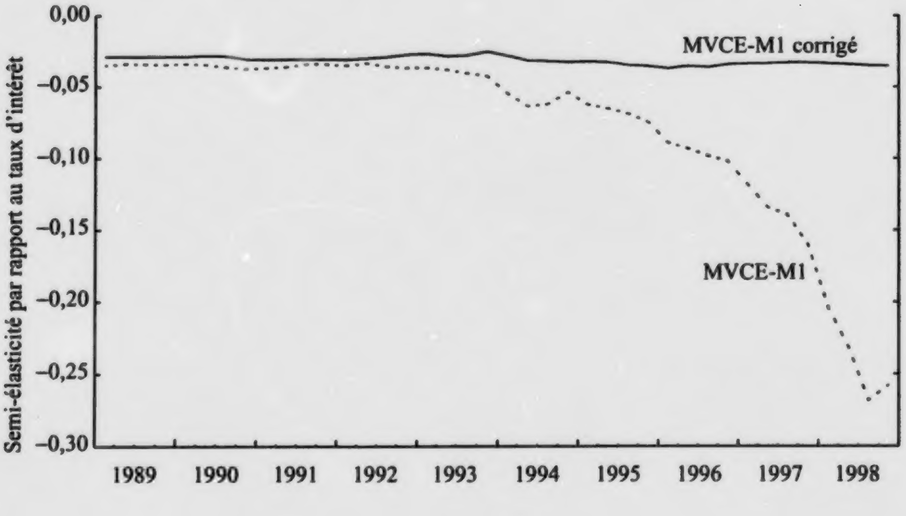
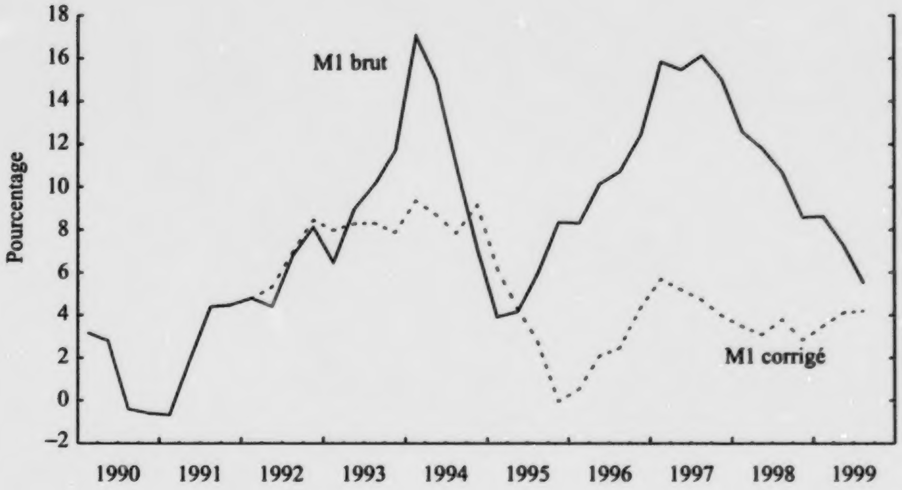


Figure 4
Taux de croissance de M1 brut et de M1 corrigé en glissement annuel



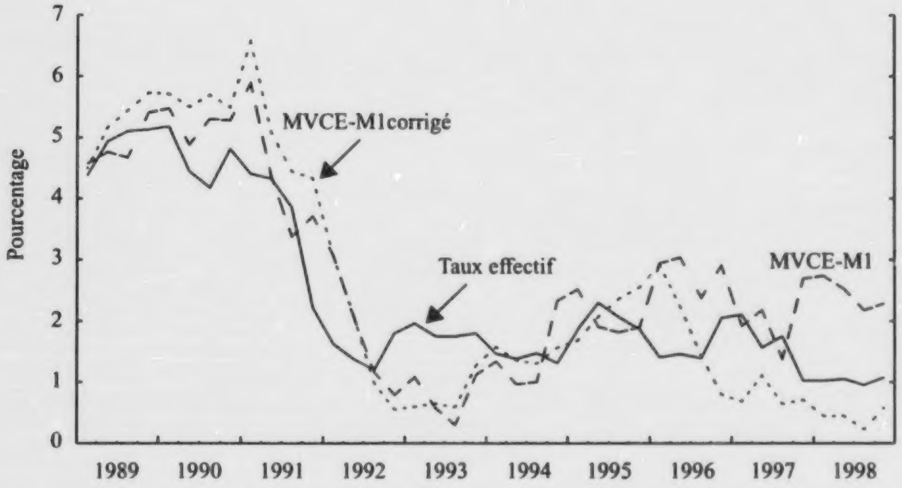
Ainsi que la Figure 4 permet de le constater, le taux de croissance de M1 corrigé a été bien inférieur à celui de M1 brut pendant une bonne partie des années 1990. Cependant, de par sa construction même, M1 corrigé affiche des variations plus conformes à celles des prix, de la production et des taux d'intérêt.

Malgré un taux de croissance inférieur, les prévisions de l'inflation obtenues à l'aide du MVCE basé sur M1 corrigé sont analogues à celles du modèle original de Hendry, fondé sur M1 brut (voir la Figure 5). Le taux d'inflation que ce dernier modèle prévoyait était resté modéré, vraisemblablement parce que ses paramètres avaient été modifiés de manière à neutraliser l'incidence de la forte croissance de M1. Dans le MVCE reposant sur M1 corrigé, la croissance de la monnaie est plus faible mais les paramètres sont plus stables, ce qui explique le profil assez similaire du taux d'inflation prévu pendant la majeure partie de la période considérée; la racine de l'erreur quadratique moyenne est de 0,91, contre 0,94 dans le modèle original de Hendry.

3.2 Justification du choix de M1 corrigé

L'instabilité des paramètres à long terme du modèle de Hendry aurait pu être corrigée au moyen de variables muettes, mais on n'aurait alors rien su des

Figure 5
Taux d'inflation sur quatre trimestres : prévision à l'horizon de quatre trimestres et taux effectif



sources de cette instabilité[14]. La démarche adoptée ici est également plus souple que celle qui consiste à faire appel à des variables muettes dans la mesure où il est inutile d'établir a priori quand les distorsions doivent prendre fin. Ainsi que l'illustre la Figure 4, la distorsion présente dans M1 (la différence entre le taux de croissance de M1 brut et celui de M1 corrigé) a été d'environ 6 à 7 % par an au cours des trois dernières années. Aubry et Nott (2000), qui ont étudié les distorsions liées à des changements institutionnels précis (soit le déplacement de fonds de comptes à préavis vers des comptes courants dans certaines banques, l'incidence de l'inclusion des comptes tenus chez les courtiers en valeurs dans les comptes de chèques personnels et le lancement de la pièce de 2 $), ont estimé leur taille à seulement 2 % environ par année[15].

On peut sans doute faire l'hypothèse que ces chiffres constituent des estimations maximale et minimale de la taille des distorsions. Étant donné qu'Aubry et Nott n'ont étudié que trois changements institutionnels, il paraît raisonnable de conclure que la valeur de 2 % correspond à la borne inférieure de la distorsion estimée de M1. M1 corrigé peut être considéré

---

14. Le recours aux variables muettes a un inconvénient : le degré de distorsion touchant les différentes composantes est alors considéré comme uniforme. La technique que nous privilégions permet de faire varier le degré de distorsion selon les composantes.

15. Voir Banque du Canada (1998), Atta-Mensah et Nott (1999) et Aubry et Nott (2000).

comme une borne supérieure, puisque toute l'instabilité est attribuée aux distorsions de M1. On peut donc faire valoir que notre approche risque de comporter une correction excessive, les changements structurels touchant la relation économique entre M1, la production et l'inflation risquant d'être confondus avec les distorsions de M1 qui sont liées aux innovations financières.

Nous avons aussi essayé d'autres mesures de la monnaie, en l'occurrence M1+[16] et M1++, dans des MVCE, mais il s'est révélé impossible d'estimer une fonction stable de demande de monnaie à l'aide de l'un ou l'autre de ces agrégats. Ce résultat est probablement dû au fait que ni M1+, ni M1++ n'ont mesuré convenablement les encaisses de transaction dans le passé. Nous avons alors mis à l'essai deux autres agrégats de notre cru, M1+ élargi et M1++ élargi. Pour créer ces agrégats, nous avons pris M1 en niveau jusqu'en 1990 et lui avons ensuite appliqué le taux de croissance de M1+ (ou de M1++) pour obtenir un M1+ élargi (ou M1++ élargi) en niveau après 1990. Cependant, même ces définitions élargies n'ont pas débouché sur une fonction stable de demande de monnaie — probablement parce que les composantes ajoutées à M1, au lieu de servir entièrement au règlement de transactions, comprennent aussi des avoirs jouant un rôle de réserve de valeur.

Étant donné que les innovations financières ne se sont pas toutes produites au cours d'un trimestre déterminé et se sont échelonnées sur une longue période, il n'est pas approprié d'adopter une pondération fixe pour les composantes de M1 corrigé. Un modèle doté de paramètres variables dans le temps et faisant appel à un filtre de Kalman pourrait sembler approprié, mais son estimation s'est révélée difficile à cause de la petite taille de l'échantillon. Les résultats sont très sensibles aux hypothèses initiales, et nous ne disposons pas d'une technique permettant d'imposer des valeurs positives aux pondérations en pareil cas. C'est pourquoi nous avons permis, en guise de compromis, une modification unique des pondérations au cours de la période considérée.

En résumé, l'évolution de M1 corrigé peut être considérée comme la croissance monétaire qui aurait été observée au cours des dernières années si la relation entre la monnaie, la production, les taux d'intérêt et les prix ne s'était pas modifiée. Trois raisons pourraient expliquer l'instabilité de la relation entre la monnaie et les autres variables économiques au cours des années 1990. La première tient aux changements institutionnels et aux difficultés que pose le système actuel de collecte de données et qui pourraient faire que nous ne mesurions plus les données appropriées. La deuxième est liée aux mutations de la demande de monnaie à l'ère de

---

16. M1+ équivaut à M1 augmenté des dépôts à préavis transférables par chèque.

l'électronique. Troisième et dernière explication, il se peut que l'instabilité soit attribuable à des changements structurels de l'économie qui ne se rattachent pas spécifiquement aux innovations financières. La distorsion de M1 qui est estimée à l'aide du MVCE englobe tous ces éléments de sorte que, même si l'on peut assimiler M1 corrigé à une mesure des encaisses de transaction, la prudence est de mise lorsqu'on veut faire des déductions à partir de cet agrégat. En fait, nous considérons M1 corrigé comme un simple jalon sur la voie qui mènera à la définition d'un nouvel agrégat monétaire au sens étroit. Toutefois, comme on peut donner une interprétation économique aux composantes de M1 corrigé et à sa relation avec M1 sans distorsion, M1 corrigé constitue, de par sa conception, le meilleur agrégat que l'on puisse utiliser actuellement dans le MVCE.

4 Identification des chocs de politique monétaire

Notre modèle se distingue du MVCE original décrit par Hendry sur un autre point : les chocs de politique monétaire y sont définis comme les chocs structurels appliqués à l'équation de taux d'intérêt selon une décomposition de Choleski[17]. Autrement dit, les chocs de politique monétaire sont les variations non anticipées du taux du financement à un jour.

Les modèles entraînaient auparavant un « illogisme des prix », en ce sens qu'une augmentation du taux d'intérêt nominal décidée par les autorités monétaires s'accompagnait d'une accélération de l'inflation. Le problème tenait au fait que la hausse du taux d'intérêt provoquait un recul de la demande estimée de monnaie à long terme, lequel donnait lieu à un écart monétaire positif, débouchant à son tour sur une « bulle d'inflation » assez persistante. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que, en longue période, les variations du taux d'intérêt ont présenté une corrélation plus étroite avec les variations de l'inflation attendue qu'avec les chocs de politique monétaire et que le modèle ne parvient pas à bien distinguer toutes les fluctuations de l'inflation attendue. Il paraît cependant raisonnable de baser la demande de monnaie à long terme sur une mesure moins variable du coût de détention de la monnaie. Il est peu probable que la demande de monnaie à long terme se modifie de manière substantielle à chaque variation passagère du taux d'intérêt. C'est pourquoi nous utilisons une série de taux à un jour dont nous avons éliminé les chocs estimés de politique structurelle, en nous fondant sur l'argument voulant que les agents n'ajustent pas leur demande de monnaie à long terme dès que les autorités monétaires modifient le taux

17. L'ordre des variables retenu aux fins de la décomposition est le suivant : le taux d'intérêt aux États-Unis, les prix aux États-Unis, le taux à un jour, M1 corrigé, les comptes avec tirage de chèques autres que ceux des particuliers, la production, les prix au Canada et le taux de change.

d'intérêt. Dans un monde où ils disposent d'une information limitée sur ce type de choc, les agents réagiraient lentement aux changements de politique monétaire, à mesure qu'ils découvriraient la nature de la dernière variation des taux d'intérêt. C'est cette série de taux excluant les mesures non anticipées de politique monétaire qui entre dans le calcul des paramètres de la demande de monnaie à long terme et de l'écart monétaire.

Cette spécification du taux d'intérêt implique qu'un resserrement de la politique monétaire n'aura pas d'effet sur la demande de monnaie au cours du trimestre considéré, ce qui élimine l'« illogisme des prix » du modèle. De plus, au cours des premiers trimestres suivant le resserrement de la politique monétaire, la majoration du taux d'intérêt aura sur la croissance monétaire un effet de freinage plus marqué que celui exercé sur la demande de monnaie, ce qui fera apparaître un excédent de la demande de monnaie, lequel entraînera une diminution de l'inflation.

Les travaux se poursuivent également à la Banque sur la meilleure façon de mesurer les variables relatives à la production et aux taux d'intérêt dans le calcul de la demande de monnaie. Sur le plan empirique, c'est l'écart monétaire calculé à partir des valeurs courantes de la production et des taux d'intérêt qui permet le mieux de prévoir l'inflation future. Sur le plan théorique, par contre, la demande de monnaie à long terme calculée à partir des valeurs à long terme de la production et des taux d'intérêt — par exemple la production potentielle et les taux d'intérêt d'équilibre — serait plus appropriée (voir Gerlach et Svensson, 1999). Nous espérons pouvoir nous pencher sur ces questions dans les recherches futures.

Les chocs de politique monétaire ayant été identifiés dans notre modèle de la manière indiquée, il est maintenant possible de déduire de ce dernier les modifications de taux d'intérêt qui ramèneront l'inflation au point médian de la fourchette visée par la Banque, à un horizon donné.

5 Utilisation du MVCE basé sur M1 corrigé à des fins de prévision

Afin d'illustrer l'usage que les autorités monétaires pourraient faire du MVCE basé sur M1 corrigé, supposons un ensemble de conditions initiales se caractérisant par une inflation de 3 %, une expansion monétaire de 8 %, une croissance de la production de 3,5 % et un taux d'intérêt de 6 %. Ces conditions ont également été choisies de manière que, si le taux d'intérêt reste fixe à 6 %, le taux d'inflation demeure stable aux environs de 3 % au cours des deux premières années hors de la période d'estimation.

Nous avons effectué quatre séries de prévisions à l'aide du modèle, étant donné ces conditions initiales. La première est basée sur un taux

d'intérêt fixe. Les trois autres sont des prévisions conditionnelles dans lesquelles nous estimons la série des variations de taux d'intérêt nécessaires pour ramener le taux d'inflation sur quatre trimestres au point médian de la fourchette de maîtrise de l'inflation en l'espace de quatre, huit ou douze trimestres, l'inflation étant maintenue à 2 % au quatrième trimestre de chaque année par la suite.

La Figure 6 illustre ces prévisions. Dans le scénario de référence, où le taux à un jour est maintenu fixe à 6 % (niveau supérieur à la valeur de régime permanent du modèle pour cette variable), l'inflation diminue pour se situer en deçà de 2 % au cours de la quatrième année. Comme le taux à un jour est fixé au-dessus de sa valeur de régime permanent, le taux d'inflation tend vers une nouvelle valeur, plus faible, de régime permanent. La courbe se rapportant à la prévision conditionnelle n° 1 illustre l'évolution prévue quand le taux à un jour est relevé de manière à ramener l'inflation à 2 % en quatre trimestres seulement. Celle qui décrit la prévision conditionnelle n° 2 correspond au scénario dans lequel le taux à un jour est majoré de manière à réduire l'inflation à 2 % en l'espace de huit trimestres. Cette période est de douze trimestres dans le cas de la prévision conditionnelle n° 3.

La Figure 7 présente les prévisions de croissance monétaire qui découlent des prévisions d'inflation illustrées à la Figure 6. Dans la prévision à taux d'intérêt fixe, la croissance monétaire est au départ plus forte que dans les cas où l'inflation est ramenée plus rapidement à 2 %. La croissance monétaire diminue par la suite dans le scénario de référence parce que le taux à un jour reste fixe à un niveau supérieur au taux de régime permanent, d'où un effet de contraction de l'économie.

La Figure 8 illustre l'évolution suivie par le taux à un jour pour le même ensemble de prévisions. La réduction de l'inflation à 2 % nécessite dans ce cas un durcissement de la politique monétaire, c'est-à-dire un relèvement du taux à un jour. La troisième année, cependant, ce durcissement est entièrement inversé afin d'éviter que l'inflation tombe sous les 2 %. Plus l'horizon est rapproché (quatre trimestres dans la prévision conditionnelle n° 1, mais douze dans la prévision conditionnelle n° 3), plus il faut augmenter le taux d'intérêt pour atteindre la cible. De même, la croissance monétaire est plus variable quand l'horizon visé est plus rapproché. Pour choisir la politique appropriée, il faut tenir compte à la fois de l'horizon visé et des modifications requises du taux d'intérêt ou de la croissance monétaire.

Une autre façon de prendre en compte l'état du monde et l'évolution future de l'inflation consiste à fournir des intervalles de confiance ou des probabilités. Par exemple, on peut élaborer une « fourchette de référence » ou une « fourchette de suivi » de la croissance monétaire qui soit compatible avec une inflation de 2 % à un horizon déterminé. À cette fourchette de

Figure 6
Prévisions relatives à l'inflation

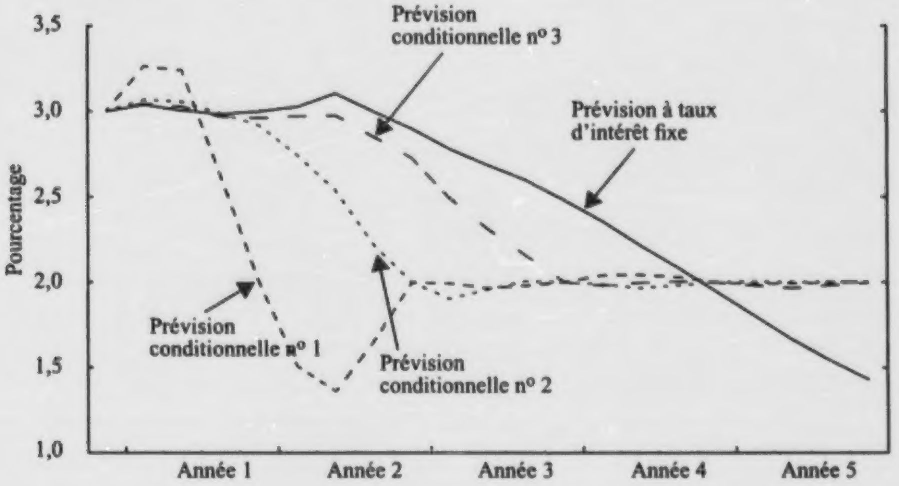


Figure 7
Prévisions relatives à la croissance monétaire

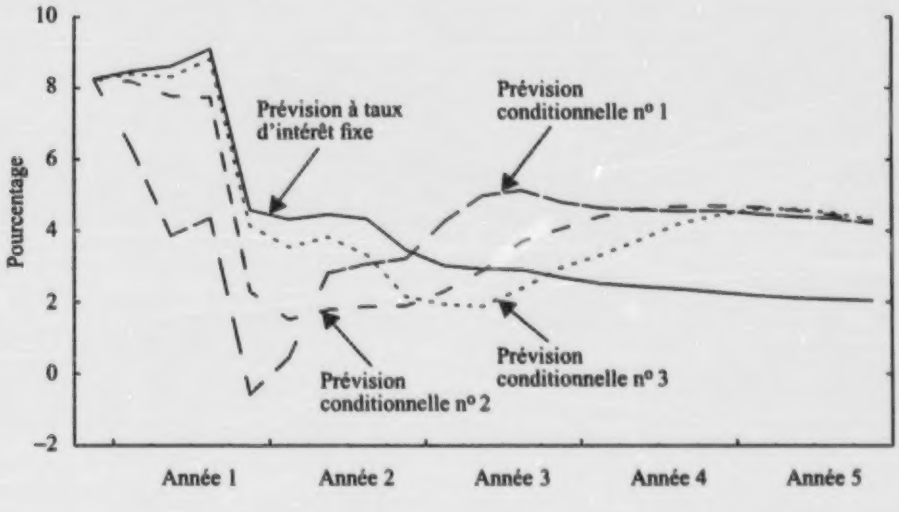
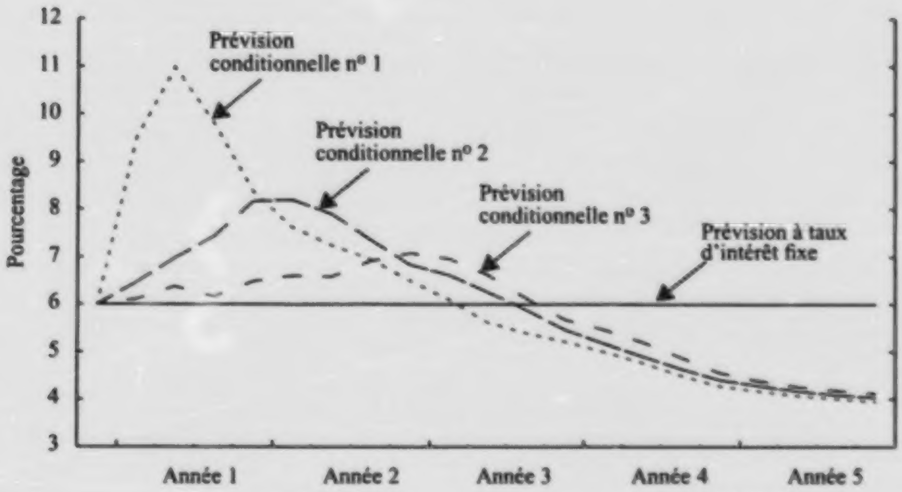


Figure 8
Prévisions relatives au taux à un jour



référence correspondrait une probabilité que l'inflation demeure dans la fourchette cible, ou encore dans une fourchette plus étroite. Dès qu'elles prendraient connaissance de la croissance monétaire effective et donc des écarts par rapport à la fourchette de référence, les autorités seraient averties des risques que l'inflation ne se situe pas dans la fourchette visée. L'un des avantages qu'il y a à utiliser une fourchette de croissance monétaire à titre de variable d'information, outre les prévisions d'inflation elles-mêmes, est que celle-ci aide à évaluer l'évolution des tensions inflationnistes au cours des mois écoulés depuis le calcul de la fourchette de référence[18]. Gerlach et Svensson (1999) concluent qu'un « écart monétaire » englobe l'information fournie par un indicateur de la croissance monétaire. Nos résultats appuient généralement cette conclusion. Cependant, les indicateurs de la croissance monétaire et les fourchettes de référence ont ceci d'intéressant que leur rôle est peut-être plus facile à expliquer que celui d'un écart monétaire; ils pourraient donc se révéler utiles à une banque centrale désireuse d'expliquer les raisons de ses interventions.

---

18. La principale différence entre une cible intermédiaire et une variable d'information réside dans le degré de corrélation entre cette cible ou cette variable, d'une part, et la variable prise pour objectif, d'autre part. En principe, la cible intermédiaire est étroitement corrélée avec la variable objectif, tandis que la corrélation entre celle-ci et la variable d'information est beaucoup moins forte. Il faut aussi tenir compte de la mesure dans laquelle les autorités peuvent influencer la cible intermédiaire et la variable objectif. Si elles ne sont pas en mesure de contrôler la cible intermédiaire, il est peu probable qu'elles puissent contrôler la variable objectif.

Le taux de croissance sur trois mois de la moyenne mobile sur douze mois de la croissance de M3 est l'un des deux piliers de la stratégie retenue par la Banque centrale européenne (BCE) pour instaurer la stabilité des prix et la maintenir[19]. Même si la BCE se sert d'un agrégat large pour tenir compte de la possibilité de modifications liées par exemple aux innovations financières, nous avons préféré prendre explicitement en compte les changements observés au Canada dans notre agrégat étroit.

Une autre solution consiste à calculer les probabilités que l'inflation demeure dans la fourchette cible sans se servir d'une fourchette de référence applicable à la croissance monétaire. La Figure 9 montre la prévision conditionnelle de l'inflation et deux intervalles de confiance à 68 % (environ un écart-type) possibles quand le taux d'intérêt est fixé de la même manière que dans la prévision conditionnelle n° 2 (inflation ramenée à 2 % en huit trimestres). Les intervalles de confiance ont été calculés au moyen de la technique de rééchantillonnage *bootstrap* corrigée des biais qui a été proposée par Kilian (1998) et analysée par Sims et Zha (1995)[20]. La distribution des prévisions de l'inflation délimitée par la plage de fluctuation intérieure est basée sur l'incertitude qui entoure les paramètres du modèle, tandis que la plage extérieure tient compte également de l'incertitude au sujet des chocs exogènes susceptibles de se produire à l'avenir.

Les distributions complètes relatives à la prévision de l'inflation sur quatre trimestres aux horizons de quatre et de huit trimestres sont illustrées aux Figures 10 et 11. Les lignes verticales représentent les intervalles d'erreur à 68 % applicables à la prévision à l'horizon de huit trimestres qu'indique la Figure 9 à la fin de la deuxième année. Des distributions de ce genre nous permettent de calculer diverses probabilités pouvant être utiles aux décideurs. Les probabilités que l'inflation se situe dans la fourchette cible officielle de 1 à 3 % ou dans une fourchette plus étroite de 1,5 à 2,5 % sont présentées au Tableau 1. Il est possible de calculer des fonctions de distribution analogues pour chacune des variables faisant l'objet d'une prévision. Par exemple, des fourchettes de suivi compatibles avec l'obtention du taux d'inflation visé par les autorités peuvent être calculées pour le taux de croissance monétaire ou le taux d'intérêt.

19. La politique monétaire de la BCE, qui vise la stabilité, repose sur i) le rôle prépondérant donné à la monnaie; ii) une évaluation des perspectives d'évolution des prix et des risques qui menacent la stabilité des prix fondée sur une large gamme d'indicateurs financiers et économiques.

20. Cette technique nécessite un rééchantillonnage pour obtenir une première estimation du biais présent dans les coefficients du modèle. On calcule ensuite les coefficients sans biais qui permettront d'obtenir les intervalles d'erreur dans le cadre d'une deuxième simulation *bootstrap*. Cinq mille échantillons *bootstrap* ont été générés à chaque étape.

Figure 9
Prévision conditionnelle d'inflation n° 2, assortie d'intervalles d'erreur

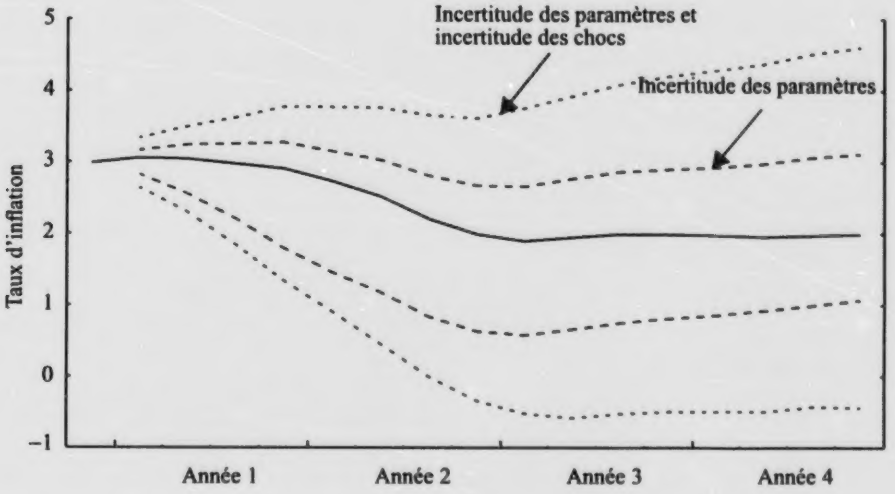


Figure 10
Distribution des prévisions conditionnelles relatives au taux d'inflation sur quatre trimestres avec incertitude des paramètres (prévision conditionnelle n° 2)

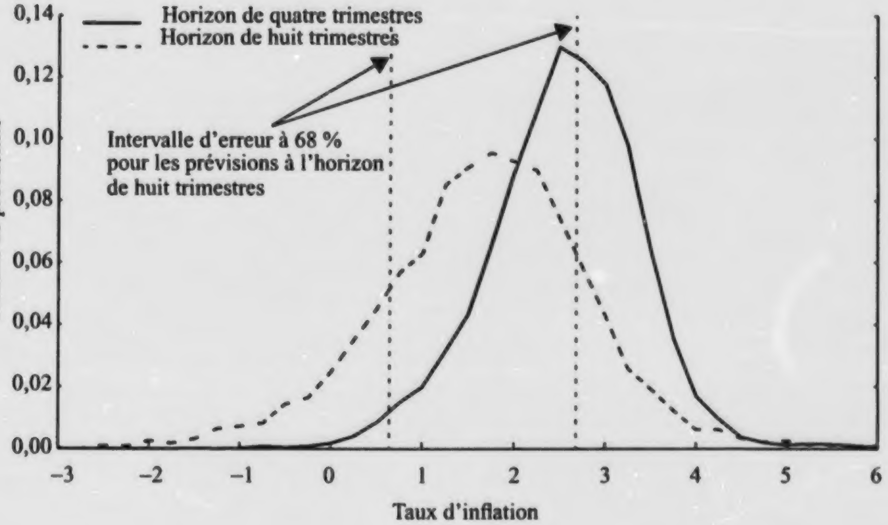


Figure 11

Distribution des prévisions conditionnelles relatives au taux d'inflation sur quatre trimestres avec incertitude des paramètres et des chocs futurs (prévision conditionnelle n° 2)

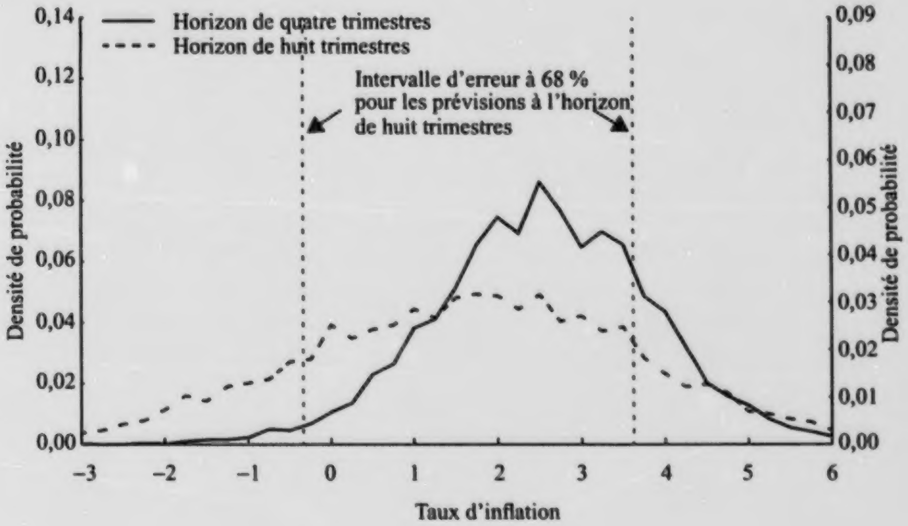


Tableau 1

Probabilité de l'inflation selon la prévision conditionnelle n° 2, avec incertitude des paramètres et des chocs futurs

Date	Probabilité d'une inflation se situant entre 1 % et 3 %	Probabilité d'une inflation se situant entre 1,5 % et 2, 5 %
Année 1, trim. 1	50 %	8 %
Année 1, trim. 2	55 %	24 %
Année 1, trim. 3	58 %	30 %
Année 1, trim. 4	52 %	27 %
Année 2, trim. 4	37 %	19 %
Année 3, trim. 4	32 %	17 %

En résumé, notre modèle permet de produire des prévisions précises et les probabilités correspondant à leur réalisation pour un nombre quelconque d'hypothèses de départ ou de scénarios de politique monétaire et peut donc fournir des renseignements utiles sur l'évolution possible de la situation et les scénarios souhaitables aux yeux des autorités.

6 Recherches futures

Des décompositions autres que celle de Choleski auraient pu servir à identifier les chocs de politique monétaire. L'estimation de la réaction de la croissance monétaire à un choc de taux d'intérêt varie selon les périodes. En conséquence, il pourrait être opportun d'inclure une restriction de suridentification dans la décomposition des chocs (voir Bernanke, 1986, ou Sims, 1986) qui modifierait la réaction contemporaine de la croissance monétaire à une variation des taux d'intérêt, de façon à ce que cette réaction diffère du niveau moyen estimé au moyen de la décomposition de Choleski. Un examen de l'évolution récente fait ressortir que la réaction contemporaine de la monnaie à une variation des taux d'intérêt s'est accentuée. (Cette sensibilité plus marquée de la croissance monétaire aux modifications des taux d'intérêt s'explique peut-être par un changement de la rapidité avec laquelle les banques modifient le montant de liquidités qu'elles mettent à la disposition des agents économiques en réaction aux variations de taux d'intérêt décidées par les autorités monétaires.) La variation moyenne, dans le passé, de la croissance monétaire pour une modification de 100 points de base du taux à un jour était d'environ 0,6 %. En appliquant une décomposition de Bernanke à une autre version du modèle (présentée plus bas), nous avons pu porter cette réaction à 1 %[21].

Dans le cas de la prévision conditionnelle où les autorités s'efforcent de ramener l'inflation à 2 % en l'espace de huit trimestres (prévision conditionnelle n° 2), les taux d'inflation et de croissance monétaire demeurent à peu près les mêmes qu'on utilise la décomposition de Bernanke ou celle de Choleski (voir Figures 12 et 13). Par contre, la diminution de taux d'intérêt qui se révèle nécessaire est plus faible avec la décomposition de Bernanke qu'avec celle de Choleski (voir Figure 14). La croissance monétaire contribue davantage à ramener l'inflation au niveau cible, de sorte que la variation nécessaire du taux d'intérêt est plus faible.

Dans des travaux à venir, nous étudierons aussi des techniques plus avancées d'identification des chocs de politique monétaire, comme celles employées dans le cas du Canada par Fung et Kasumovich (1998) ou Fung

21. Cette valeur (1 %) se situe en deçà de deux écarts-types de la valeur estimée du paramètre de réaction de la monnaie.

Figure 12
Prévisions relatives à l'inflation selon différentes décompositions

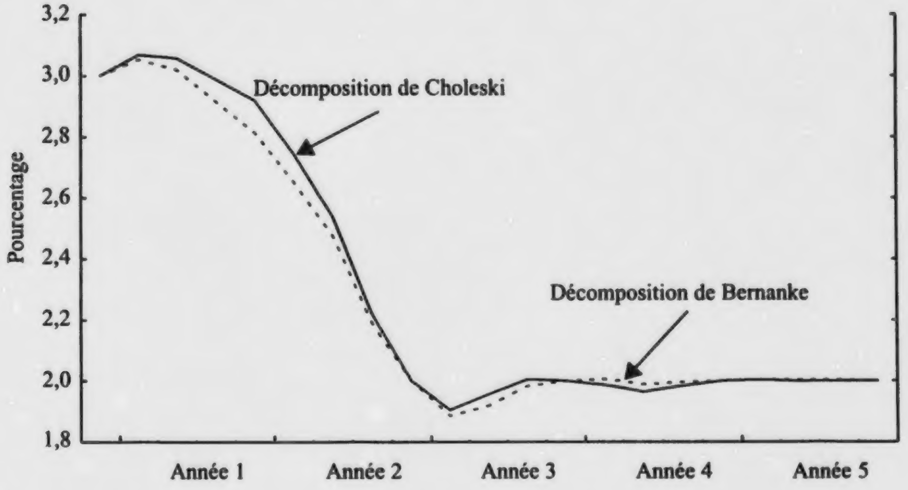


Figure 13
Prévisions relatives à la croissance monétaire selon différentes décompositions

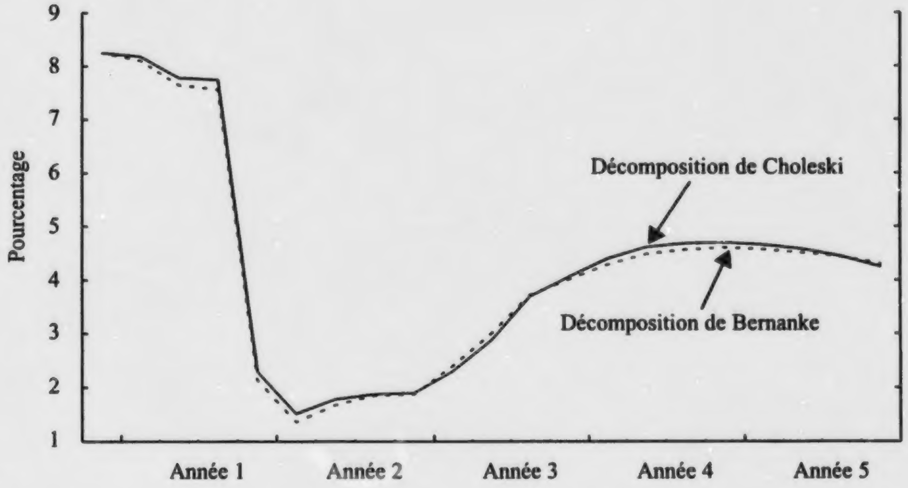
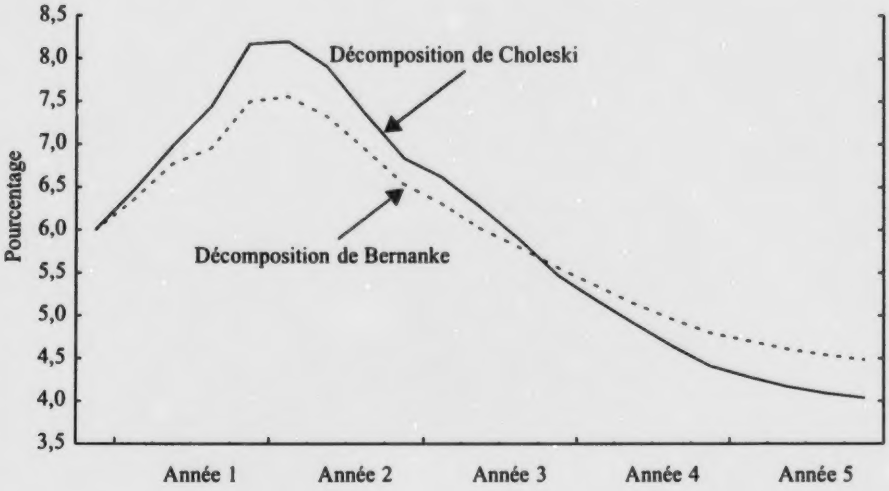


Figure 14
Prévisions relatives au taux à un jour selon différentes décompositions



et Yuan (2000). Les modifications apportées à cet aspect du modèle nous permettront de vérifier la robustesse des prédictions de ce dernier. Des recherches ont également été entreprises à la Banque sur les diverses définitions possibles de la monnaie de transaction et sur la formulation de l'offre de monnaie souhaitée par les institutions financières.

Conclusion

Le MVCE-M1 a permis de prévoir l'inflation de manière relativement satisfaisante par le passé; il semble demeurer un bon modèle de prévision, en particulier si l'on tient compte des modifications qui lui ont été apportées, par exemple le recours à M1 corrigé, l'identification des chocs de politique monétaire et le calcul des probabilités que l'on observe un taux d'inflation donné.

Les prévisions fournies par le MVCE peuvent servir à compléter l'information produite par les autres modèles utilisés à la Banque en donnant un autre aperçu de l'évolution que pourrait subir l'économie et en renseignant sur les risques de hausse ou de baisse de l'inflation. Le recours à plusieurs modèles pourrait être particulièrement indiqué en période d'incertitude extrême ou de changements structurels. Cependant, même au cours des périodes de relative stabilité, les informations provenant de

différents modèles sont utiles aux décideurs désireux de soupeser les risques qui entourent les perspectives d'avenir[22].

Lorsque différents modèles produisent des prévisions similaires, les décideurs devraient normalement avoir moins de doutes au sujet de l'évolution future de la situation, toutes choses égales par ailleurs, et moins de mal à décider des mesures à adopter. C'est toutefois quand un premier modèle reposant sur un ensemble déterminé de variables et d'hypothèses prévoit un résultat mais qu'un second faisant appel à un ensemble différent de variables et d'hypothèses en prévoit un autre, très différent peut-être, que l'emploi de modèles multiples se révèle le plus précieux. En tout état de cause, l'accès aux prévisions provenant de modèles multiples devrait permettre aux autorités de disposer de plus d'information et, par conséquent, d'atteindre leurs objectifs. Comme le recommande Alan Blinder (1998, p. 12) : « Faites appel à toute une série de modèles et ne vous fiez jamais outre mesure à un modèle en particulier. »

22. Voir par exemple Engert et Selody (1998) et Berk (1997). Différents modèles sont utilisés pour simuler un choc, par exemple une modification de la politique monétaire ou un choc dans le secteur réel de l'économie, et pour évaluer l'effet produit sur les valeurs prévues des variables à l'étude. Le recours à plusieurs modèles peut aussi être utile pour évaluer l'incertitude liée à des chocs particuliers.

Annexe
Description détaillée du MVCE basé sur M1 corrigé

Étape 1 : Estimation de la demande de monnaie à long terme et de l'écart monétaire

La méthode de Johansen-Juselius nous sert à évaluer l'existence d'une relation unique de cointégration à long terme entre la monnaie, l'inflation, la production et les taux d'intérêt (au moyen de données non désaisonnalisées). Nous avons recours à un modèle à correction d'erreurs parce que nous faisons l'hypothèse que les écarts de la demande de monnaie par rapport à l'offre de monnaie (c.-à-d. les écarts monétaires) sont corrigés en longue période. Le modèle est de la forme suivante :

$$\Delta X_t = \Gamma(L)\Delta X_t + VMZ_t + \alpha\beta'[X_{t-1}, VM80a_{t-1}], \qquad \text{(A1)}$$

où

$X_t = [M1_t, IPC_t, Y_t, T1\dot{J}f_t]$

$T1\dot{J}f_t$ = niveau du taux à un jour « sans choc de politique » = $T1\dot{J}_t - \varepsilon_t$ (ε_t est le résidu de l'équation (A8), qui se rapporte au taux d'intérêt)

$M1_t$ = niveau en logarithme de M1 corrigé

Y_t = niveau en logarithme de la production réelle

IPC_t = niveau en logarithme de l'indice des prix à la consommation

Z_t = [constante, trois variables muettes saisonnières, écart de production$_{t-1}$, Δ log(taux de change) de t à $t-3$, Δ taux $PC90\acute{E}U_t$, $VM80b * \Delta DPAP_t$, $VM80a_t$]

écart de production$_{t-1}$ = Y_t – production potentielle estimée par la Banque du Canada à l'aide du MTP

$PC90\acute{E}U$ = taux du papier commercial à 90 jours aux États-Unis

$VM80b$ = 0 avant le 1[er] trimestre de 1980, 1 ensuite

$DPAP_t$ = dépôts à préavis autres que ceux des particuliers

$VM80a_t$ = 0 avant le 1[er] trimestre de 1980, 1 après le 4[e] trimestre de 1982. Passe de façon linéaire de 0 à 1 dans l'intervalle.

$\Gamma(L)$ = matrice des paramètres d'un processus de retard d'ordre 4

L'équation (A1) est estimée sur la période allant du premier trimestre de 1956 au quatrième trimestre de 1998.

L'écart monétaire est calculé de la manière suivante :

$$écartm_t = c + M1_t - IPC_t - \hat{\beta}_{yt}Y_t + \hat{\beta}_{rt}T1\dot{J}f_t + \hat{\beta}_{vm81t}VM80a_t, \text{(A2)}$$

où

c = constante à long terme assurant la convergence de l'écart vers 0 en régime permanent

$\hat{\beta}_{yt}, \hat{\beta}_{rt}, \hat{\beta}_{vm81t}$ = valeurs des paramètres à long terme estimés par Johansen

Certaines variables supplémentaires doivent être calculées avant de passer à l'étape de prévision (étape 3).

Étape 2 : Écart entre les taux d'intérêt

L'écart entre les taux d'intérêt, $ÉCARTR_t$, est estimé à l'aide de l'équation auxiliaire suivante :

$$R_t = k + aRÉU_t, \quad \text{(A3)}$$

où

$R_t = T1\dot{J}_t$ – inflation attendue$_t$

$RÉU_t = PC90ÉU_t$ – inflation attendue aux États-Unis$_t$

Inflation attendue$_t$ ($E[inflation_t]$) = inflation effective de $t-1$ à t

Inflation attendue aux États-Unis$_t$ = inflation effective aux États-Unis de $t-1$ à t

Par conséquent, l'écart entre les taux réels est $R_t - (k + aRÉU_t)$. Pour obtenir l'écart entre les taux d'intérêt nominaux, on ajoute l'écart entre les taux d'inflation attendus. L'écart entre les taux d'intérêt nominaux ainsi obtenu est

$$ÉCARTR_t = R_t - (k + aRÉU_t) + E[inflation_t] - inflation_{rp}, \quad \text{(A4)}$$

où l'inflation attendue est définie de la manière décrite précédemment et l'inflation de régime permanent est, par hypothèse, le taux d'inflation moyen

des dix années précédentes. Au premier trimestre de 1993, l'inflation de régime permanent passe à 2 %, pour demeurer ensuite à ce niveau.

Étape 3 : Modèle de prévision

Équation 1 : M1

$$\Delta M1_t = \Gamma_1(L)\begin{bmatrix}\Delta M1_t \\ \Delta IPC_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta T1\dot{J}_t\end{bmatrix} + VM_1 Z_t + \alpha_1 \acute{E}CARTM_{t-1}, \qquad \text{(A5)}$$

où

Z_t = [constante, écart de production$_{t-1}$, Δ log(taux de change) de t à $t-3$, Δ taux $PC90\acute{E}U_t$, $VM80b^{*}\Delta DPAP_t$, $POLMON_{t-1}$]

$POLMON_{t-1}$ = 0 avant le 1[er] trimestre de 1988, taux d'inflation sur quatre trimestres moins taux d'inflation visé par la suite. Le taux d'inflation visé est de 3 % du premier trimestre de 1988 au quatrième trimestre de 1992, puis il diminue graduellement pour s'établir à 2 % au quatrième trimestre de 1995; il reste ensuite à ce niveau.

$\acute{E}CARTM_{t-1}$ = écart monétaire obtenu de la manière décrite à l'étape 1

Équation 2 : Prix

$$\Delta IPC_t = \Gamma_2(L)\begin{bmatrix}\Delta M1_t \\ \Delta IPC_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta T1\dot{J}_t\end{bmatrix} + VM_1 Z_t + \alpha_1 \acute{E}CARTM_{t-1}, \qquad \text{(A6)}$$

où

Z_t = [constante, écart de production$_{t-1}$, Δ log(taux de change) de t à $t-3$, Δ taux $PC90\acute{E}U_t$, $VM80b^{*}\Delta DPAP_t$, $VM80a$, $VMPOL$]

$VMPOL$ = 0 avant le 1er trimestre de 1993, augmente graduellement pour atteindre 1 au quatrième trimestre de 1999 et reste ensuite à ce niveau

$ÉCARTM_{t-1}$ = écart monétaire calculé de la manière décrite à l'étape 1

La variable muette *VMPOL* sert à représenter le passage à un nouveau taux d'inflation plus faible en régime permanent. Cette équation est soumise à une contrainte de manière à produire un taux d'inflation de 2 % en régime permanent.

Équation 3 : Production

$$\Delta Y_t = \Gamma_3(L)\begin{bmatrix}\Delta M1_t - \Delta IPC_t \\ \Delta Y_t \\ différentiel_t\end{bmatrix} + VM_1 Z_t + \alpha ÉCARTM_{t-1}, \quad \text{(A7)}$$

où

$différentiel_t$ = taux à un jour moins taux des obligations à 10 ans ou plus (tiré du MTP)

Z_t = [constante, écart de production$_{t-1}$, Δ taux $PC90ÉU_t$, $VM80b^* \Delta DPAP_t$, $VM91$, $VM89$]

$VM91$ = 0 avant le 1er trimestre de 1991, 1 ensuite

$VM89$ = 0 avant le 1er trimestre de 1989, 1 entre ce trimestre et le deuxième trimestre de 1996, 0 ensuite

L'équation est soumise à une contrainte de manière que le taux de croissance de la production soit égal à 2,3 % en régime permanent et que les coefficients des prix soient de signe opposé à celui des coefficients de la monnaie, mais aient la même valeur (nous utilisons dans l'équation la croissance monétaire réelle plutôt que la croissance monétaire nominale).

Équation 4 : Taux à un jour

$$\Delta T1J_t = \Gamma_4(L)\left[\Delta M1_t\ \Delta IPC_t\ \Delta Y_t\ \Delta T1J_t\right] + VM_2 Z_t$$

$$+ \alpha_2 ÉCARTM_{t-1} + \gamma_1 ÉCARTR_{t-1} + \gamma_2 PSC_{t-1}, \quad \text{(A8)}$$

où

Z_t = [constante, écart de production$_{t-1}$, Δ log(taux de change) au point t, Δ taux $PC90ÉU_t$ de t à $t-3$, $VM80b^* \Delta DPAP_t$, $POLMON_{t-1}$]

$ÉCARTR_{t-1}$ = écart de taux d'intérêt calculé de la manière décrite à l'étape 2

PSC_{t-1} = écart par rapport à la parité de taux d'intérêt sans couverture, celle-ci étant définie ainsi :

$$PSC_t = T1\dot{J}_t - (PC90ÉU_t + 400(txch_{t+1} - txch_t) + k + (a-1)RÉU_t), \quad \text{(A9)}$$

où a et k sont tirés de l'équation (A4) et *txch* est le niveau en logarithme du taux de change Canada/États-Unis.

Équation 5 : Parité relative des pouvoirs d'achat

$$PRPA_t = \Gamma_3(L)\left[\Delta M1_t\ \Delta Y_t\ \Delta T1\dot{J}_t\ PRPA_t\right] + VM_2Z_t + \gamma_2 ÉCARTR_{t-1}, \quad \text{(A10)}$$

où

$PRPA_t$ = $\Delta TXCOMP - \Delta IPC + \Delta IPCÉU$

Z_t = [constante, écart de production$_{t-1}$, Δ taux $PC90ÉU_t$ *de* t à $t-2$, $VM60T1$, $VM73^*PRPA_{t-1}$, Δppb de t à $t-2$]

$VM60T1$ = variable muette égale à 1 au 1er trimestre de 1960 seulement

$VM73$ = variable muette égale à 1 à partir du 1er trimestre de 1973 et à 0 avant

ppb = niveau en logarithme des prix des produits de base

TXCOMP = niveau en logarithme du taux de change Canada/États-Unis

Équation 6 : Variation des dépôts à préavis autres que ceux des particuliers

Processus autorégressif d'ordre 4 assorti de variables muettes constantes, *VM*80*a* et *VM*87T3. La variable *VM*87T3 est égale à 1 à partir du troisième trimestre de 1987 et à 0 avant.

Équation 7 : Taux d'inflation aux États-Unis

Processus autorégressif d'ordre 4 sans contrainte basé sur le taux d'inflation trimestriel aux États-Unis

Équation 8 : Taux d'intérêt réel à 90 jours aux États-Unis

Processus autorégressif d'ordre 2 fondé sur le taux d'intérêt réel à 90 jours aux États-Unis, avec des variables muettes constantes pour les périodes 1973T1-1979T4 et 1981T1-1986T1.

Bibliographie

Armour, J., J. Atta-Mensah, W. Engert et S. Hendry (1996). « A Distant Early Warning Model of Inflation Based on M1 Disequilibria », document de travail nº 96-05, Banque du Canada.

Armour, J., W. Engert et B. S. C. Fung (1996). « Overnight Rate Innovations as a Measure of Monetary Policy Shocks in Vector Autoregressions », document de travail nº 96-04, Banque du Canada.

Atta-Mensah, J. et L. Nott (1999). « L'évolution récente des agrégats monétaires et son incidence », *Revue de la Banque du Canada*, printemps, p. 5-19.

Aubry, J.-P. et L. Nott (2000). « La mesure de la monnaie de transaction dans un monde caractérisé par l'innovation financière ». *In* : *La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en novembre 1999, Ottawa, Banque du Canada, p. 3-40.

Banque du Canada (1998). « L'évolution récente des agrégats monétaires et ses conséquences », *Revue de la Banque du Canada*, printemps, p. 3-15.

——— (1999). *Rapport sur la politique monétaire*, mai.

Berk, J. M. (1997). *Monetary Transmission: What Do We Know and How Can We Use It?*, édition revue, DNB Staff Reports nº 15, Amsterdam, De Nederlandsche Bank.

Bernanke, B. (1986). « Alternative Explanations of the Money-Income Correlation », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 25, p. 49-99.

Blinder, A. S. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*, The Lionel Robbins Lectures, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.

Butler, L. (1996). *The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model, Part 4. A Semi-Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter*, Rapport technique nº 77, Ottawa, Banque du Canada.

Crow, J. (1988). « La politique monétaire à l'œuvre au Canada », *Revue de la Banque du Canada*, février, p. 3-17.

Dorfman, J. (1999). « Punch Bowls, Barges, and Other Bits of Fed Lore », *Bloomberg News*, 20 mai 1999, <URL:http://www.bloomberg.com/feature.html> (20 mai 1999).

Engert, W. et S. Hendry (1998). « Forecasting Inflation with the M1-VECM: Part Two », document de travail nº 98-6, Banque du Canada.

Engert, W. et J. Selody (1998). « Uncertainty and Multiple Paradigms of the Transmission Mechanism », document de travail nº 98-7, Banque du Canada.

Freedman, C. (1983). « Financial Innovation in Canada: Causes and Consequences », *American Economic Review*, vol. 73, nº 2, p. 101-106.

Fung, B. S. C. et M. Kasumovich (1998). « Monetary Shocks in the G-6 Countries: Is There a Puzzle? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 42, nº 3, p. 575-592.

Fung, B. S. C. et M. Yuan (2000). « La mesure de l'orientation de la politique monétaire ». *In* : *La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en novembre 1999, Ottawa, Banque du Canada, p. 267-300.

Gerlach, S. et L. E. O. Svensson (1999). « Money and Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators? », BRI et Institute for International Economic Studies, Stockholm University, ébauche.

Gomme, P. (1998). « Canada's Money Targeting Experiment », *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary*, 1er février, p. 1-4.

Hendry, S. (1995). « Long-Run Demand for M1 », document de travail nº 95-11, Banque du Canada.

Johansen, S. et K. Juselius (1990). « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, nº 2, p. 169-210.

Kilian, L. (1998). « Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions », *Review of Economics and Statistics*, vol. 80, nº 2, p. 218-230.

Laidler, D. (1999). «La monnaie comme variable passive ou active et la politique monétaire », *Revue de la Banque du Canada,* été, p. 17-29.

Sims, C. A. (1986). « Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 10, nº 1, p. 2-16.

Sims, C. A. et T. Zha (1995). « Error Bands for Impulse Responses », document de travail nº 95-6, Federal Reserve Bank of Atlanta.

Svensson, L. E. O. (1999). « Monetary Policy Issues for the Eurosystem », Discussion Paper nº 2197, Londres, Centre for Economic Policy Research.

Commentaires

Stefan Gerlach

Vue d'ensemble

À l'aide de données relatives au Canada, Adam et Hendry estiment un modèle vectoriel à correction d'erreurs (MVCE) simple mais intéressant, dont les principales variables sont M1 et l'indice des prix à la consommation (IPC). Leur étude trouve sa source dans la rupture, survenue au début des années 1990, de la relation étroite et stable qui existait par le passé entre M1 et l'IPC. Trois facteurs, selon eux, pourraient expliquer cette rupture : la « restructuration » de l'économie canadienne, l'adoption de cibles en matière d'inflation et les innovations financières, du fait de l'écart introduit entre la mesure de la monnaie au sens étroit qui importe sur le plan économique et M1. Les deux auteurs mettent l'accent sur le troisième facteur et proposent donc une stratégie permettant de corriger M1 des « distorsions » qui l'entachent. Ils démontrent aussi que, quand ils utilisent les données ainsi corrigées, le modèle estimé se comporte bien sur l'ensemble de la période d'estimation. Ils montrent enfin que le modèle peut servir à prévoir l'inflation ainsi qu'à faire des analyses et des simulations aux fins de la politique monétaire.

Ma première réaction devant cette étude a été très favorable. L'inflation est un phénomène monétaire, et des périodes d'inflation, même modérée, ne sont pas possibles sans une croissance soutenue des agrégats monétaires. En outre, si l'évolution de la monnaie est en grande partie une réaction endogène à l'état de l'économie, il est difficile de croire que la monnaie ne joue pas aussi un rôle actif dans le mécanisme de transmission. C'est pourquoi, à mon avis, la monnaie a son importance, ce dont nous devrions logiquement tenir compte dans la conduite de la politique monétaire.

Bien entendu, le fait que la croissance monétaire soit à l'origine de l'inflation et la probabilité que la monnaie joue, du moins en partie, un rôle actif dans le mécanisme de transmission n'impliquent pas nécessairement que la monnaie doive être prise pour cible ou avoir préséance sur les autres variables indicatrices. L'importance relative à accorder à la monnaie est une question strictement empirique; une recherche économétrique élégante comme celle qui est présentée dans l'étude d'Adam et Hendry est justement le type d'analyse qui peut nous aider à trancher cette question.

Cependant, je dois admettre qu'au terme de ma lecture, j'étais moins convaincu de l'utilité de suivre de près l'évolution de la monnaie pour la conduite de la politique monétaire au Canada que les auteurs semblent l'être. Au lieu de concentrer mes commentaires sur les aspects strictement économétriques de l'étude — par exemple, la question de savoir s'il est fondé de considérer l'écart de production et le taux de change comme des variables exogènes dans l'analyse de cointégration, étant donné que le niveau de la production et celui des taux d'intérêt sont définis comme endogènes —, je livrerai quelques réflexions plus générales que m'inspire l'étude.

Question 1 : Les corrections apportées aux données et les variables muettes

Ainsi que le signalent Adam et Hendry, la relation stable qui existait auparavant entre M1 et l'inflation semble avoir disparu dans les années 1990. Pour parvenir à tirer des données l'information qu'elles recèlent, les auteurs élaborent une version modifiée de M1 et montrent que, si l'on utilise ces données corrigées, le modèle se comporte bien au cours des années 1990 aussi. Cette façon de procéder appelle plusieurs commentaires.

Premièrement, en raison de la façon dont les données ont été corrigées, il est inévitable que le modèle présente un bon ajustement. Pour corriger les données, les auteurs estiment le MVCE au moyen des données antérieures au changement de la relation. Ils entreprennent ensuite de prévoir M1 hors échantillon en postulant que la relation n'a pas été modifiée et considèrent le niveau prévu du stock de monnaie comme une mesure corrigée de M1[1]. Pour reprendre les termes des auteurs, « l'évolution de M1 corrigé peut être considérée comme la croissance monétaire qui aurait été observée [...] si la relation entre la monnaie [...] et les prix ne s'était pas modifiée » (p. 188). Par conséquent, si le modèle reproduit bien les données

1. À proprement parler, ils font la régression des valeurs prévues sur d'autres variables et se servent des valeurs ainsi obtenues pour élaborer la série de M1 corrigé.

corrigées, c'est parce qu'il a servi à les élaborer. Une telle circularité incite à conclure non seulement que les nouvelles données ne fournissent guère, sinon pas du tout, d'information supplémentaire, mais aussi que les estimations du MVCE obtenues pour l'ensemble de l'échantillon sont entachées d'un biais de régression de taille indéterminée.

Deuxièmement, la validité des corrections apportées aux données et du recours à des variables muettes (pour représenter les changements structurels) dépend de l'usage auquel le modèle est destiné. Si l'on se propose d'interpréter des données rétrospectives, cette méthode est tout à fait raisonnable. Adam et Hendry montrent par exemple que, lorsqu'ils utilisent les données corrigées, l'élasticité-revenu estimée de la demande de monnaie est stable dans le temps et se situe presque exactement à 0,5, conformément à la formule, justement célèbre, de demande de monnaie de Baumol et Tobin.

Si, par contre, on souhaite se servir du modèle pour l'analyse de la politique monétaire, il est plus difficile d'accepter les corrections apportées aux données et le recours à des variables muettes. En fait, c'est justement parce que des corrections et des variables muettes de ce genre sont généralement nécessaires pour interpréter les statistiques monétaires que les banques centrales hésitent à se baser sur l'évolution de la monnaie pour conduire leur politique. Autrement dit, si le modèle présenté dans l'étude permet de prévoir convenablement l'inflation, il reste que, si l'on veut l'utiliser pour la conduite de la politique monétaire, il faut également prévoir dans l'avenir quelles nouvelles corrections et variables muettes — lesquelles forment une partie intégrante, mais cachée, du modèle — seront nécessaires dans l'avenir. Il faut souligner à cet égard qu'il n'est pas toujours évident sur le moment qu'un changement structurel vient de se produire. À titre d'exemple, je signalerai simplement que les corrections apportées à M1 par Adam et Hendry sont imputables à des changements qui se sont produits environ sept ans auparavant.

Question 2 : Ce modèle est-il supérieur aux autres?

Les auteurs démontrent que le MVCE peut servir à prévoir l'inflation future et à déterminer l'évolution que doivent connaître les taux d'intérêt à court terme pour amener l'inflation sur la trajectoire souhaitée. Bien entendu, le fait que ce modèle soit utile à ces fins ne signifie pas forcément qu'il s'agisse du meilleur modèle. Il pourrait en effet exister des modèles non monétaires supérieurs qui pourraient servir à ces mêmes fins. À la lecture du document, on est naturellement amené à s'interroger sur la performance du MVCE relativement aux autres modèles de prévision disponibles, dont il devrait exister un certain nombre pour le Canada. À mon avis, les auteurs

auraient été plus convaincants s'ils avaient pu démontrer que leur modèle produit bel et bien des prévisions de l'inflation plus exactes que les modèles concurrents. Étant donné que nous nous intéressons à l'évolution de la monnaie parce que l'inflation nous préoccupe, il serait naturel de commencer par examiner les modèles à équation unique décrivant le processus d'inflation. On pourrait ensuite recourir à des tests de caractère englobant pour étudier l'efficacité relative des différents modèles.

Question 3 : Quel est le rôle des cibles d'inflation?

Adam et Hendry reconnaissent que les changements structurels de la relation existant entre la monnaie et les prix n'ont pas forcément eu pour origine l'effet des innovations financières sur M1 : il pourrait s'agir tout aussi bien de changements intervenus ailleurs dans l'économie. Les auteurs mentionnent expressément que la modification de cette relation pourrait être attribuable à l'adoption de cibles en matière d'inflation au début des années 1990, qui coïncide en gros avec le changement structurel mis en relief dans l'étude. Étant donné que l'adoption de cibles a sans doute été l'un des faits marquants de l'histoire monétaire récente au Canada — lequel a très probablement influé sur le processus d'établissement des prix —, il est assez étonnant que les auteurs aient choisi d'axer leur analyse uniquement sur la possibilité que M1 ait subi des distorsions.

Afin de voir pourquoi l'adoption de cibles en matière d'inflation aurait pu entraîner le changement effectivement observé de la relation économétrique entre la monnaie et les prix, considérons le cas d'une économie où l'inflation a été faible ou modérée et où la banque centrale n'est pas entièrement crédible. Dans cette économie, il semble plausible que les agents interprètent une accélération de la croissance monétaire comme le signe précurseur d'une accélération de l'inflation. Comme le renforcement des attentes en matière d'inflation influe sur le processus d'établissement des salaires et des prix, il est probable qu'on observera une relation étroite entre la croissance monétaire et l'inflation effective. Introduisons maintenant une cible d'inflation et supposons que cette nouvelle politique soit parfaitement crédible, de sorte que le taux d'inflation attendu corresponde à la cible choisie. Dans ces conditions, une hausse de la croissance monétaire n'aura aucun effet sur les attentes d'inflation et exercera donc peu d'influence sur l'inflation effective. Il se pourrait donc bien que l'adoption de cibles entraîne une rupture de la relation entre la monnaie et l'inflation.

Pour étudier plus à fond cette question, il faudrait examiner de plus près la stabilité de chacune des équations composant le MVCE, et tout particulièrement celle de l'équation d'inflation. Il serait même souhaitable

d'introduire une équation d'inflation ayant un caractère plus structurel, qui permette d'exprimer l'influence de l'adoption de cibles sur les attentes d'inflation et le processus d'établissement des prix. Compte tenu de l'excellent travail déjà effectué par Adam et Hendry, un tel ajout ne devrait pas exiger de leur part un trop grand effort.

Commentaires

Shamik Dhar

Introduction

Je dois vous avouer d'abord que j'ai aimé l'étude d'Adam et Hendry et, en fait, le thème du colloque. J'ai bien quelques remarques à faire sur des points techniques, que je préciserai dans un instant, mais je suis d'accord avec le thème général — à savoir que les modèles appliqués de ce genre, qui attribuent à la monnaie un rôle actif et central dans le mécanisme de transmission, devraient faire partie de la panoplie de toute banque centrale. La volonté de disposer d'une telle panoplie — c'est-à-dire d'un éventail de modèles permettant d'analyser l'économie et les questions précises qui intéressent les décideurs — est en soi très importante, comme on le mentionne à plusieurs reprises dans l'étude. À la Banque d'Angleterre, nous avons publié récemment un ouvrage décrivant l'ensemble des modèles dont nous disposons (Banque d'Angleterre, 1999).

Pourquoi des modèles monétaires?

Au cours des dernières années, un consensus paraît s'être cristallisé sur un modèle particulier dans la littérature traitant de la politique monétaire — appelons-le modèle IS-LM basé sur des fondements microéconomiques (plus ou moins étoffés). Les pionniers dans ce domaine ont été Rotemberg et Woodford (1997) ainsi que McCallum et Nelson (1998); leurs modèles se sont révélés fort utiles dans bien des cas, par exemple dans les études consacrées aux règles de conduite de la politique monétaire. Les banques centrales pourraient toutefois être étonnées d'apprendre que la monnaie ne joue aucun rôle dans ces modèles. C'est que l'inflation a pour point d'ancrage une cible parfaitement crédible en matière d'inflation. La

monnaie ne joue pas de rôle non plus dans le mécanisme de transmission incorporé à ces modèles, alors que le professeur Meltzer, de l'Université Carnegie Mellon, a établi récemment l'existence d'une relation étroite entre l'activité réelle et les valeurs retardées des encaisses réelles — résultat qu'Edward Nelson, dans une recherche effectuée à la Banque d'Angleterre, est parvenu à reproduire dans le cas du Royaume-Uni. J'aime à penser que ce colloque vise à répondre aux préoccupations que cet état de choses suscite chez certains d'entre nous. Il se peut que la monnaie joue un rôle d'indicateur à court terme; elle pourrait jouer un rôle dans le mécanisme de transmission (comme le donne à penser l'étude d'Adam et Hendry) et elle pourrait même contribuer, dans certains cas, à ancrer les attentes à long terme en matière d'inflation. Toutes ces possibilités, qui sont examinées dans les différentes communications présentées à ce colloque, gardent leur intérêt pour les spécialistes de l'économie monétaire, même dans les banques centrales qui ont adopté une cible en matière d'inflation.

Le modèle d'Adam et Hendry

Les auteurs estiment un modèle vectoriel à correction d'erreurs (MVCE) à l'aide de techniques popularisées par Johansen et Hendry, entre autres économistes. Ils présentent une fonction type de demande de monnaie, dans laquelle un agrégat monétaire réel relativement étroit (M1) est fonction du revenu et d'un taux d'intérêt. J'aurais aimé disposer d'une description plus détaillée des équations ainsi que de statistiques de test essentielles. Je suis souvent rebuté par les documents qui sont truffés d'équations, mais j'estime que cette étude-ci va un peu trop loin dans l'autre sens. Quelques questions me viennent spontanément à l'esprit quand j'examine la description qu'Adam et Hendry font de leur modèle, dans la deuxième section.

- Premièrement, Adam et Hendry ont choisi de représenter la tendance à la hausse de la vitesse de circulation de M1 au moyen du coefficient de la production au lieu, par exemple, d'imposer un coefficient unitaire et d'avoir une équation de vitesse de circulation suivant une tendance déterministe ou stochastique. Je n'ai pas de préférence concernant la technique à privilégier, mais je remarque que la période d'estimation se caractérise par une évolution rapide de la technologie des systèmes de paiement. Nous détectons assurément, au Royaume-Uni et aux États-Unis, des signes indiquant un plafonnement, et peut-être même maintenant une diminution, de la vitesse de circulation de la monnaie au sens étroit. Il serait intéressant, à tout le moins, d'avoir quelques estimations récursives du coefficient de la production et, dans un cadre de prévision conditionnelle, de pouvoir tenir compte sans difficulté des variations de la vitesse de circulation tendancielle.

- Deuxièmement, pourquoi le terme de taux d'intérêt est-il exprimé en niveau plutôt que sous la forme d'un écart par rapport à un taux du marché? Je comprends que M1 corrigé inclut les dépôts portant intérêt et qu'une bonne partie de l'étude s'inspire de la théorie relative au rôle de tampon joué par la monnaie. J'aurais cru que ces deux facteurs militaient en faveur de l'emploi d'un écart de taux (déjà présent dans le vecteur autorégressif sous-jacent) et de l'inclusion d'un canal supplémentaire (le « canal de l'écart de taux ») pour la transmission de la politique monétaire. Adam et Hendry soutiendraient sans doute que l'agrégat utilisé doit mesurer les encaisses de transaction et non d'épargne, mais j'aimerais qu'on me fournisse des arguments un peu plus convaincants.
- Troisièmement, un certain nombre de variables faiblement exogènes (du moins je le suppose) sont incorporées afin de rendre le MVCE plus stable. Parmi ces variables figurent une valeur retardée de l'écart de production et la variation des dépôts à préavis autres que ceux des particuliers. Je suis préoccupé par le nombre et la diversité des variables qui sont nécessaires pour rendre le modèle stable *ex post*, ainsi que par leur rôle dans une prévision *ex ante*. Je me demande comment projeter l'écart de production dans un contexte de prévision conditionnelle. Cet écart est-il compatible avec les prévisions découlant des équations relatives à la production? Si ce n'est pas le cas, cela cause-t-il un problème? La question de la variation des dépôts à préavis autres que ceux des particuliers est liée à celle de la vitesse de circulation : comment prévoir l'évolution de cette composante dans un contexte de variation rapide de la vitesse de circulation tout en conciliant cette évolution avec l'hypothèse concernant la vitesse de circulation tendancielle?

Après avoir estimé une fonction de demande de monnaie à long terme, Adam et Hendry élaborent une mesure de l'écart monétaire global (voir la Figure 1 de leur étude). Nous avons obtenu des graphiques semblables dans le cas du Royaume-Uni au moyen de techniques similaires. La ressemblance entre leur graphique et les nôtres est manifeste. Je la trouve encourageante et, dans le même temps, préoccupante. On observe immédiatement la période de forte inflation (sur laquelle se penche Larry Christiano) des années 1970, qui semble correspondre, au moins en partie, à un phénomène mondial. Les propriétés de corrélation et d'indicateur avancé sont bonnes pour cette période, mais comme on ne peut en dire autant pour les années 1990, il est très difficile dans la pratique de défendre le recours à des prévisions basées sur la monnaie (certainement devant le Comité de la politique monétaire de la Banque d'Angleterre). Les attentes en matière d'inflation se sont modifiées durant les années 1990, et l'on parvient mal à les expliquer au moyen de la croissance monétaire ou des écarts monétaires. Les monétaristes peuvent trouver un certain réconfort

dans le fait que les modèles basés sur l' « écart de production » ne s'en tirent pas mieux, mais c'est une bien mince consolation en vérité.

Adam et Hendry passent un certain temps à décrire l'agrégat monétaire qui leur sert de variable dépendante — M1 corrigé, qu'ils qualifient de monnaie « sans distorsion », mais qui constitue davantage, à mon sens, la « monnaie de transaction ». Il s'agit essentiellement d'une moyenne pondérée des diverses catégories d'avoirs dont sont constitués les dépôts à vue et à préavis. Ma seule remarque à ce propos est que nous connaissons en théorie la meilleure mesure de la monnaie de transaction — un agrégat de Divisia (ou agrégat de Divisia relatif aux ménages). Il pourrait être intéressant à l'avenir de reprendre l'analyse à l'aide d'un agrégat de Divisia, mais je suis conscient que cela imposerait un travail considérable. Je désire cependant attirer l'attention des auteurs sur des travaux effectués récemment au Royaume-Uni par Terry Mills et Leigh Drake, de l'Université Loughborough. Ces chercheurs élaborent ce qu'ils appellent « un agrégat de Divisia empirique » en cherchant des relations de cointégration entre les diverses catégories d'avoirs qui composent la monnaie au sens large au Royaume-Uni. Ils en ont trouvé une, dont les coefficients de cointégration (les pondérations de l'agrégat de Divisia empirique) semblent assez stables dans le temps. Je préfère parler dans ce cas d'un agrégat « M à vitesse de circulation constante », puisque c'est de cela qu'il s'agit par hypothèse — et cela ne paraît pas entièrement étranger au propos d'Adam et Hendry. La vitesse de circulation de M1 corrigé continue cependant de présenter une tendance, et j'aimerais bien savoir comment les auteurs l'expliquent.

Adam et Hendry identifient les chocs de politique monétaire et, ce faisant, ils se débarrassent astucieusement d'un problème de comportement des prix. Cela nous amène cependant à nous poser une autre question. Au lieu d'éliminer les variations imprévues de la demande de monnaie, ne vaudrait-il pas mieux disposer d'un système dans lequel l'offre de monnaie réagirait « correctement » aux chocs monétaires de différents types? Dans une étude récente réalisée à la Banque d'Angleterre (Dhar, Pain et Thomas, 2000), nous avons estimé un vecteur autorégressif structurel dans lequel toute une série de chocs surviennent — y compris trois types de choc monétaire : une variation de la demande de monnaie (ou de la vitesse de circulation), une modification de la cible en matière d'inflation et un choc de politique monétaire de type classique. Les prix se comportent de la manière attendue justement parce que les chocs ont été définis en conséquence. Les chocs multiples sont également importants parce que, de façon générale, les propriétés d'indicateur avancé d'un écart monétaire dépendent de la cause initiale de l'écart. Une variation temporaire de la demande de monnaie peut avoir des conséquences bien différentes, sur le plan de l'inflation, de celles d'une modification temporaire de l'offre de monnaie, même si l'écart

monétaire paraît semblable à court terme. Nous en avons eu un exemple concret au Royaume-Uni lorsqu'à la fin des années 1990, nous avons vu se creuser un important écart monétaire positif, qui s'est ensuite résorbé très rapidement, sans conséquences sur le plan de l'inflation. Rétrospectivement, nous savons qu'il s'est alors produit une variation de la demande de monnaie — de la part des institutions financières plus précisément —, mais cela a été difficile à discerner à l'époque. De fait, notre graphique d'évolution possible de l'inflation a été faussé à la hausse pendant une bonne partie de l'année 1998 à cause de cet écart monétaire.

Cette expérience nous amène à nous demander si le cadre de modélisation à correction d'erreurs est vraiment conforme aux fondements de la théorie relative au rôle de tampon de la monnaie, telle que l'ont conçue ses créateurs.

Où situer la théorie relative au rôle tampon de la monnaie?

Cette théorie jouit d'une longue et honorable tradition en macroéconomie monétaire. Cependant, elle ne cadre pas très bien avec les tendances actuelles de la modélisation, et les liens avec la méthodologie économétrique présentée ici ne sont pas toujours évidents. L'étude d'Adam et Hendry devrait selon moi être complétée par une approche plus structurelle dans laquelle les chocs et les mécanismes de propagation seraient clairement définis, et non dilués sous forme de moyennes dans le processus d'estimation. On peut trouver les bases de cette approche structurelle dans d'autres études de Hendry, consacrées aux modèles à participation limitée; d'ailleurs, nous travaillons actuellement sur une représentation à correction d'erreurs du modèle à participation limitée que nous avons élaboré à la Banque d'Angleterre (Dhar et Millard, 2000).

En résumé, donc, Adam et Hendry ont montré dans une étude bien faite que la monnaie joue un rôle dans la transmission de la politique monétaire au Canada, ce qui, je l'espère, convaincra les spécialistes de l'économie monétaire, ici et dans d'autres banques centrales, de réincorporer à l'occasion la monnaie dans les modèles qu'ils utilisent couramment.

Bibliographie

Banque d'Angleterre (1999). *Economic Models at the Bank of England*, Londres.

Dhar, S. et S. P. Millard (2000). « A Limited Participation Model of the Monetary Transmission Mechanism in the United Kingdom », document de travail n° 117, Banque d'Angleterre.

Dhar, S., D. Pain et R. Thomas (2000). « A Small Structural Empirical Model of the UK Monetary Transmission Mechanism », document de travail n° 113, Banque d'Angleterre.

McCallum, B. T. et E. Nelson (1999). « An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 31, n° 3, p. 296-316.

Rotemberg, J. J. et M. Woodford (1997). « An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy », *In* : *NBER Macroeconomics Annual 1997*, sous la direction de B. M. Bernanke et J. J. Rotemberg, Cambridge (Massachusetts), MIT Press, p. 297-346.

Discussion générale

Adam et Hendry répondent à plusieurs remarques faites par les deux commentateurs. En ce qui concerne les observations de Stefan Gerlach, ils précisent d'abord que le MVCE basé sur M1 n'est pas un modèle de prévision infaillible. C'est la raison pour laquelle ils fournissent des intervalles de confiance pour toutes les prévisions. Ils reconnaissent aussi que leurs prévisions prêtent le flanc à la critique de Lucas.

Ensuite, les prévisions du MVCE basé sur M1 avaient déjà été comparées à celles d'autres modèles dans une étude antérieure (Engert et Hendry, 1998). Hendry et son coauteur avaient constaté que ce modèle donnait de meilleurs résultats qu'un processus autorégressif simple et qu'un modèle de prévision de l'inflation fondé sur la courbe de Phillips. Adam et Hendry rappellent enfin qu'ils attribuent toutes les modifications possibles de l'agrégat M1 aux innovations financières. La version corrigée qu'ils proposent pour cet agrégat ne serait donc pas utilisée éternellement. Un agrégat de Divisia pourrait à l'avenir se révéler plus utile.

En réponse aux commentaires de Shamik Dhar, Adam et Hendry font remarquer que le taux de rendement propre de M1 n'explique guère l'évolution de cet agrégat. Ils soulignent également que les résultats du modèle ne dépendent pas beaucoup de l'évolution des variables exogènes, comme l'écart de production, qu'ils y ont ajoutées afin de stabiliser les paramètres. Ils comptent bien, dans des travaux futurs, réexaminer les variables qui entrent dans l'équation de demande de monnaie. Par exemple, ils verront si un taux d'intérêt à plus long terme ne serait pas plus approprié que le taux à court terme qu'ils utilisent à l'heure actuelle.

---

* Le présent sommaire a été rédigé par Greg Tkacz.

Charles Freedman fait remarquer que les banques centrales se fient souvent davantage à l'appréciation des économistes qui suivent la conjoncture qu'à un modèle particulier pour prévoir l'évolution future de l'inflation et de la production. Par conséquent, l'examen a posteriori des prévisions revêt pour les décideurs une utilité limitée sur le plan concret.

À la lumière des conclusions de l'étude de McPhail, selon lesquelles la croissance monétaire se prête mieux à la prévision de l'inflation, Frank Smets met en doute l'importance accordée à l'écart monétaire. L'un des avantages d'un taux de croissance, selon lui, est qu'il est moins sensible aux chocs touchant les variables en niveau.

Bibliographie

Engert, W. et S. Hendry (1998). « Forecasting Inflation with the M1-VECM: Part Two », document de travail n° 98-6, Banque du Canada.

Politique monétaire suisse en changes flexibles : la pratique des objectifs monétaires

Michel Peytrignet

Introduction

Depuis l'avènement des changes flexibles, la Banque nationale suisse (BNS) a mis en œuvre une politique monétaire inspirée fortement par les principes de la théorie monétariste. Elle a développé dès 1975 un concept basé sur un objectif monétaire intermédiaire pour atteindre le mieux possible le but ultime de la politique monétaire suisse, à savoir le maintien de la stabilité des prix. Dès le début de cet exercice, la BNS s'est vue contrainte d'adopter une approche pragmatique. Ce faisant, elle acceptait la réalité incontournable que la Suisse, petite économie ouverte avec un marché financier de grande taille, devait subir de nombreux et fréquents chocs de l'extérieur.

Dans cette étude, nous procédons d'abord à une description des éléments théoriques que la BNS a toujours considérés comme importants dans le processus d'élaboration de son concept de politique monétaire. Dans une deuxième partie, je passe en revue les étapes importantes de la politique monétaire suisse de 1975 à 1999 pour étudier comment ce concept a évolué au cours du temps sous la pression des événements. Cette description des faits permet de voir comment, et dans quelle mesure, les principes monétaristes ont pu être appliqués en réalité en Suisse. Elle permet également de mettre en relief le rôle effectif joué par les agrégats monétaires

* Nous remercions Thomas Jordan, Georg Rich, Eveline Ruoss et Umberto Schwarz pour leurs commentaires et suggestions.

dans un cadre de pensée qui n'est jamais resté statique et dont la dynamique propre était dominée par un besoin de flexibilité nécessaire pour faire face aux différents chocs qu'ont subis l'économie suisse et la demande de monnaie. Un résumé des enseignements principaux que l'on peut tirer de ces expériences termine l'étude.

1 Les principes théoriques à la base de la politique monétaire suisse

1.1 Les principes fondamentaux

La BNS a adopté trois principes essentiels que l'on peut attribuer à la théorie monétariste[1]. Le premier consiste à faire de la stabilité des prix le but ultime de sa politique monétaire. Le deuxième consiste à accepter le postulat selon lequel l'inflation est un phénomène essentiellement monétaire. Le troisième principe consiste à tenir compte des retards longs et variables avec lesquels les impulsions de la politique monétaire affectent, en Suisse aussi, l'évolution de l'économie et du renchérissement.

Le premier principe découle du fait que la stabilité des prix est reconnue comme la condition nécessaire pour garantir une évolution durable d'une économie le long de son sentier de croissance potentiel[2]. Le deuxième principe découle de la théorie quantitative des échanges qui met en exergue le rôle causal de la monnaie dans le processus inflationniste de long terme lorsque la vitesse de circulation des agrégats monétaires est stable. Enfin, le troisième principe provient du fait que les retards longs et variables avec lesquels la politique monétaire affecte l'évolution future du renchérissement introduisent des incertitudes importantes dans la connaissance des mécanismes de transmission de la politique monétaire et rendent difficile voire impossible l'appréhension de la dynamique exacte avec laquelle ces mécanismes agissent au sein d'une économie. Ceci empêche de donner un rôle actif à la politique monétaire.

Au sein de l'école monétariste, ces principes eurent comme implication la plus notable la recommandation formelle faite par Milton Friedman à la banque centrale américaine en 1960 d'utiliser une règle passive de politique monétaire, sous la forme d'un objectif de croissance de la monnaie centrale de 4 % par an[3].

---

1. Chrystal (1990).
2. Bien que la Constitution et la loi sur la BNS restent vagues sur la mission de cette dernière, en lui assignant la tâche de mener une politique monétaire qui satisfasse les intérêts généraux du pays, la BNS a toujours interprété cette mission comme donnant la priorité à la stabilité des prix. Cette interprétation jouit d'un large soutien populaire bien qu'elle ne recueille pas l'assentiment de tous les partis politiques.
3. Friedman (1960).

L'application de cette règle passive de politique monétaire ne doit pas impliquer nécessairement que les conditions monétaires restent identiques tout au long d'un cycle économique. En effet, une croissance continuelle de la masse monétaire au taux fixe de 4 % par an laisse jouer aux taux d'intérêt leur rôle de stabilisateurs automatiques de l'économie. Lorsque la demande de monnaie est stable, une offre de monnaie croissant à taux constant engendre automatiquement des mouvements correcteurs de taux d'intérêt sur la conjoncture. En cas de hausse conjoncturelle par exemple, l'accroissement de la demande de monnaie qui en découle provoque une hausse stabilisatrice des taux d'intérêt qui rétablit les conditions d'équilibre sur les marchés financiers d'abord, puis dans toute l'économie. En cas de récession, un mouvement inverse des taux d'intérêt aboutit aussi à l'équilibre.

En pratique cependant, les choses ne sont pas aussi simples, car la demande de monnaie est en général sensible à la variation des taux d'intérêt. La détention d'actifs liquides par le public est affectée par l'évolution des taux d'intérêt et souvent aussi par l'anticipation de celle-ci. Il est donc normal que, dans des marchés financiers libres, les agents révisent leurs décisions de portefeuille en cas de variation de taux d'intérêt.

Au niveau microéconomique, il en résulte qu'en cas de hausse de taux d'intérêt, l'agent rationnel vend des actifs liquides contre des actifs moins liquides, mais mieux rémunérés. Au niveau macroéconomique, ce comportement des agents implique une réduction de l'efficacité des stabilisateurs automatiques : plus la demande de monnaie est sensible à la variation des taux d'intérêt (en valeur absolue et toutes choses égales par ailleurs), plus la hausse des taux d'intérêt nécessaire à rétablir l'équilibre des marchés financiers après une augmentation exogène du volume des transactions sera faible pour un niveau d'offre de monnaie donné. L'inverse est vrai en cas de baisse du volume des transactions. Les variations endogènes des taux d'intérêt ne seront dès lors plus d'une ampleur suffisante pour freiner ou stimuler la marche de l'économie et ainsi rétablir une situation d'équilibre sur le front du renchérissement. Il s'ensuit logiquement qu'une politique monétaire plus activiste devient nécessaire. La banque centrale doit faire varier explicitement l'offre de monnaie de manière anticyclique pour renforcer les variations correctrices des taux d'intérêt. Une politique monétaire passive n'est donc pas suffisante.

Dans ces conditions, la banque centrale n'a que deux possibilités. Soit qu'elle adopte une politique monétaire discrétionnaire, mais en ce cas elle perd de vue l'essentiel du message monétariste, soit qu'elle adopte une

règle contingente de politique monétaire qui tienne compte explicitement des chocs affectant l'économie.

1.2 Rôles réservés aux agrégats monétaires

Dans un régime de politique monétaire inspiré du monétarisme, un agrégat monétaire peut jouer plusieurs rôles. En premier lieu, il sert d'ancre nominale. Comme la théorie quantitative des échanges indique clairement que l'inflation est un phénomène essentiellement monétaire, la monnaie joue naturellement le rôle d'une ancre nominale. Ce rôle d'ancre est particulièrement important à moyen terme, car s'il est bien établi qu'une croissance monétaire excessive durable engendre une croissance excessive des prix, personne n'est prêt à affirmer que chaque variation du niveau des prix a une explication monétaire.

En deuxième lieu, un agrégat monétaire joue un rôle d'outil dans le processus des décisions de politique monétaire en servant d'objectif intermédiaire. À cette fin, une valeur de référence est déterminée par les autorités monétaires concernant le niveau ou la croissance de l'agrégat compatible avec la stabilité des prix à moyen terme. En principe, les déviations de l'agrégat par rapport à cette valeur de référence appellent une correction systématique de la part de la banque centrale. Cette correction peut ne pas être immédiate, mais les opérateurs financiers, s'ils forment rationnellement leurs anticipations, peuvent escompter qu'elle interviendra dans un proche avenir. En pratique toutefois, l'agrégat monétaire ne joue souvent que le rôle d'un indicateur. Dans ce cas, la banque centrale observe les mouvements de l'agrégat, mais n'est pas forcée de réagir systématiquement aux déviations par rapport à la valeur de référence. Les déviations jouent un rôle de signal d'alarme qui nécessite une nouvelle analyse de la situation de la part de l'institut d'émission pour décider d'une éventuelle réaction.

Lorsque l'agrégat peut jouer le rôle d'un objectif intermédiaire, la banque centrale devrait pouvoir se permettre « d'oublier » le but final de stabilité des prix et donc peut-être même de négliger de définir explicitement et quantitativement cette notion. Seule une définition explicite de la croissance potentielle *nominale* de l'économie est requise pour définir la valeur de l'objectif monétaire intermédiaire. Une définition implicite de la stabilité des prix n'entre dans la définition de l'objectif que lorsque l'on connaît explicitement le taux de croissance potentiel de l'économie en termes réels.

Le troisième rôle que joue un agrégat monétaire dans un régime de politique monétaire d'inspiration monétariste est celui d'outil de communication. La marche d'un agrégat monétaire par rapport à sa valeur

de référence permet à la banque centrale d'avoir un cadre de référence pour expliquer sa politique au public, notamment aux médias. Ce cadre explicite accroît la transparence de la politique monétaire. Il permet entre autres de signaler les changements de cap de la politique monétaire. Lorsque l'agrégat monétaire joue le rôle d'objectif intermédiaire, selon la définition mentionnée ci-dessus, il peut également être utilisé par le public comme mesure d'évaluation des performances de la banque centrale. Cette possibilité est toutefois nettement moindre lorsque l'agrégat n'est considéré que comme un indicateur.

1.3 Objectif intermédiaire ou indicateur?

Pour être utilisé en tant qu'objectif intermédiaire de politique monétaire, un agrégat monétaire devrait satisfaire au mieux les quatre critères suivants :

1. Il devrait être aussi peu sensible que possible à la variation des taux d'intérêt. Plus un agrégat y est sensible, plus la banque centrale est forcée soit de fixer des objectifs variables, soit de tolérer des déviations persistantes par rapport à un objectif constant. De plus, les signaux de politique monétaire que fournit un agrégat sensible à la variation des taux d'intérêt peuvent être ambigus[4]. En Suisse, la monnaie centrale est l'agrégat le moins sensible à la variation des taux d'intérêt, suivi de M3, de M2 et enfin de M1, qui est le plus sensible[5].

2. Sa demande devrait être suffisamment stable (en tout cas sa demande de long terme). Cette condition est nécessaire pour que les signaux émis par l'agrégat soient déchiffrables et pour permettre d'estimer la valeur de référence compatible avec la stabilité des prix. En Suisse, la stabilité

4. Comme l'inflation est essentiellement un phénomène monétaire, il est légitime de croire qu'une accélération de la croissance monétaire est potentiellement dangereuse pour l'évolution future du renchérissement. Or, lorsqu'un agrégat monétaire est très sensible aux variations de taux d'intérêt, dans certaines circonstances cette vérité peut être mise en doute sans mettre en défaut la théorie. En effet, supposons qu'une banque centrale ait dû recourir à une politique monétaire restrictive pour combattre une hausse indésirable du renchérissement. Il en est résulté des taux d'intérêt provisoirement élevés et une croissance monétaire inférieure à la normale. Suite à cette action, l'économie a amorcé un ralentissement précurseur et causal à la diminution voulue de l'inflation. La baisse ultérieure des taux d'intérêt pour rétablir des conditions monétaires normales induit alors une accélération de la croissance monétaire qui pourra dépasser temporairement la valeur jugée comme normale, sans pour autant risquer une nouvelle hausse future du renchérissement.

5. La monnaie centrale est définie comme la somme des billets en circulation auprès du public et des banques, plus les réserves du système bancaire auprès de la BNS. M1 est la somme des billets et pièces en circulation auprès du public non bancaire, plus les dépôts à vue et les comptes de transactions. Depuis 1995, M2 ajoute à M1 les dépôts d'épargne et M3, les dépôts à terme.

des agrégats monétaires a fait l'objet de nombreuses études. Les plus récentes sont Peytrignet (1996) et Peytrignet-Stahel (1998)[6].

3. Le lien entre la création monétaire et la stabilité des prix future doit être statistiquement établi et être relativement stable. Le lien entre les agrégats monétaires suisses et l'évolution future du renchérissement est discuté brièvement dans l'Annexe 1.

4. Enfin, l'agrégat devrait être contrôlable par la banque centrale. Cette condition est plus facilement remplie pour les agrégats de définition étroite. Par définition, la monnaie centrale est le seul agrégat parfaitement et à tout moment contrôlable par la banque centrale. En pratique cependant, un tel contrôle peut induire une volatilité des taux d'intérêt qui peut rapidement devenir inacceptable pour l'institut d'émission. Les agrégats monétaires de définition large sont moins directement contrôlables.

Si seules les trois premières conditions ci-dessus sont remplies de façon satisfaisante, l'agrégat monétaire ne peut plus jouer totalement le rôle d'un objectif intermédiaire. Il peut au plus jouer le rôle d'un indicateur dans le processus de prise des décisions de politique monétaire.

1.4 Le concept de la politique monétaire suisse

Depuis l'avènement des changes flexibles, la Banque nationale suisse s'est inspirée des principes théoriques rappelés dans les paragraphes qui précèdent pour dessiner son concept de politique monétaire. Pendant plus de vingt années, elle a appliqué un concept basé sur un objectif intermédiaire défini sur un agrégat monétaire dans le but de maintenir la stabilité des prix.

Le but ultime de la politique monétaire suisse a toujours été le maintien de la stabilité des prix, particulièrement depuis l'avènement des changes flexibles, mais déjà depuis les années 1930[7]. Cette priorité a même fait écrire à Bernanke, Laubach, Mishkin et Posen (1999) que la BNS, avec la Bundesbank, étaient les précurseurs des banques centrales gérant un objectif direct d'inflation[8]. La stabilité des prix a par conséquent souvent eu la primauté, autant que faire se peut, sur le respect des objectifs monétaires lorsque des conflits entre stabilité des prix et respect de l'objectif monétaire sont apparus. Rich (1999) débat cette position[9]. On verra, dans la suite de

---

6. Les résultats principaux de ces études montrent que la demande de monnaie centrale est stable par intermittence, alors que celles de M2 et de M3 sont stables depuis le début des années 1980.

7. Cf., par exemple, Banque nationale suisse (1982), pages 22, 97 et suivantes.

8. Bernanke et coll. Cf. en particulier le chapitre 4 intitulé « German and Swiss Monetary Targeting: Precursors to Inflation Targeting ».

9. Rich (1999).

cette étude que, lorsqu'une appréciation de la devise helvétique a été d'une ampleur suffisante pour menacer sérieusement la situation conjoncturelle dans notre pays, la lutte contre cette appréciation a eu la priorité par rapport au respect de l'objectif monétaire. Avec une vision actuelle des événements, on pourrait interpréter cette attitude pragmatique vis-à-vis des objectifs monétaires comme étant inspirée par le souci d'éviter que des forces déflationnistes induites par l'ampleur des vagues d'appréciation du franc ne s'abattent sur l'économie suisse. À l'époque cependant, la lutte contre les effets négatifs des hausses du franc sur la conjoncture était considérée comme prioritaire. En effet, le prix à payer pour neutraliser ces chocs a été d'accepter une phase temporaire d'inflation.

Bien que les textes officiels de la BNS mentionnent fréquemment le rôle d'objectif intermédiaire joué par les agrégats monétaires dans le concept de la politique monétaire, en pratique, ceux-ci ont le plus souvent joué un rôle d'indicateur, certes important, plutôt que celui d'un objectif intermédiaire. En outre, on verra plus loin que ce concept a fortement évolué au cours du temps. Il a en effet été par trois fois aménagé, remanié et réinventé, au fur et à mesure que les circonstances l'ont exigé.

Cette description de la politique monétaire suisse depuis le milieu des années 1970 va permettre de mettre en relief le rôle effectif des agrégats monétaires, rôle important joué non seulement dans la communication de la politique monétaire suisse comme l'indiquait récemment Mishkin (1999, p. 588), mais également dans le processus de prise de décision[10].

2 La politique monétaire suisse, un aperçu historique depuis 1971[11]

Comme pour la plupart des autres pays, les dernières années du régime de changes fixes des accords de Bretton Woods furent difficiles pour la Suisse. Face aux incertitudes des marchés financiers, le franc suisse joua pleinement le rôle d'une monnaie refuge. Malgré deux réévaluations successives (9 mai et 18 décembre 1971) et le renforcement de nombreuses restrictions à l'importation de capitaux, le maintien d'un cours fixe du franc obligea la BNS à intervenir massivement sur le marché monétaire. La monnaie centrale s'accrût de 59,6 % en glissement annuel en février 1972 et M1, de 27,9 % en mars de la même année, ce qui provoqua une accélération rapide

10. Mishkin (1999).

11. *Avertissement.* Le texte qui suit donne un aperçu historique de la politique monétaire suisse, tel qu'il a pu être établi à partir de 1999. Il ne faut donc pas oublier que certains faits et particulièrement certaines données n'étaient peut-être pas connus au moment où la décision de politique monétaire relatée a été prise.

de l'inflation. Avec un long retard, cette dernière culmina à un taux de 11,9 % en décembre 1973. Pour arrêter ce désastre, la BNS, en accord avec le gouvernement fédéral, décida de laisser flotter le franc dès le 23 janvier 1973 et de mener une politique monétaire indépendante en vue de rétablir la stabilité des prix.

Trois périodes distinctes peuvent être identifiées depuis que la politique monétaire suisse a abandonné les changes fixes. La première va de 1975 à 1978. Pendant cette période, la BNS définit des objectifs annuels sur l'agrégat monétaire M1. Après une période de transition de 1978 à 1979, une seconde période, allant de 1980 à 1990, est identifiable. Pendant ces dix années, la BNS fixa un objectif annuel sur la monnaie centrale. Après une nouvelle période de transition, marquée par la perte temporaire de la monnaie centrale comme compas monétaire à la fin des années 1980, la BNS a introduit, en 1991, des objectifs pluriannuels sur la monnaie centrale désaisonnalisée. Ce système est encore formellement en vigueur jusqu'à la fin 1999. Dans la pratique cependant, à la suite de nouveaux chocs exogènes qui ont affecté la demande de monnaie centrale, la politique monétaire suisse a suivi, dès 1996, une nouvelle orientation dans laquelle l'agrégat monétaire M3 joue un rôle d'indicateur supplémentaire au côté de la monnaie centrale.

2.1 La politique monétaire suisse de 1975 à 1978 : objectifs annuels définis sur M1

En 1975, la BNS commença à mener une politique monétaire d'inspiration monétariste alors que l'inflation dépassait de loin ce qui était tolérable. Pour diminuer l'inflation, la BNS opta pour une stratégie en deux étapes. Dans une première étape, elle détermina et annonça un objectif intermédiaire de politique monétaire exprimé comme un taux de croissance désiré sur une année pour l'agrégat monétaire M1. Dans une deuxième étape, la BNS développa une procédure pour contrôler M1 et donc garder la croissance de cet agrégat en accord avec l'objectif annoncé.

M1 fut choisi à l'époque en se référant explicitement à l'existence d'un lien stable entre création monétaire sous forme de M1 et renchérissement (avec un retard de 2 à 3 ans) et à la bonne contrôlabilité de l'agrégat. Concernant ce second critère, la BNS était optimiste à l'époque dans ses capacités de pouvoir contrôler M1 « sans grandes difficultés »[12]. Tout en reconnaissant que M1 n'était pas sous l'influence exclusive de la BNS, le lien étroit qui liait M1 à la monnaie centrale à l'époque pouvait être exploité et rendre possible le pilotage de M1 à travers celui de la monnaie

12. Rich et Béguelin (1985, p. 82).

centrale. Comme cette dernière est sous contrôle de l'institut d'émission, une condition nécessaire et suffisante pour influencer le cours de M1 par la monnaie centrale est d'avoir un multiplicateur monétaire stable et prévisible. Plus précisément, la pratique adoptée à l'époque consista à déduire de l'objectif public fixé sur M1 un objectif sur la monnaie centrale interne à la BNS à l'aide, dans un premier temps, de méthodes *ad hoc* puis, plus tard, à l'aide des prévisions du multiplicateur obtenues à partir d'un petit modèle économétrique développé spécialement à cette intention[13]. L'objectif de M1 et celui de la monnaie centrale étaient tous deux exprimés sous forme d'un taux de croissance moyen sur l'année. La BNS se refusa de s'astreindre à suivre un sentier particulier pour la croissance de ces agrégats en cours d'année. La monnaie centrale fluctuait du reste assez fortement pendant l'année. Ces fluctuations étaient tolérées, car elles résultaient soit de facteurs saisonniers, soit des efforts de l'institut d'émission pour atténuer les fluctuations du cours du franc. Les facteurs saisonniers étaient dominés par l'évolution des « crédits d'échéance », c'est-à-dire par l'augmentation des liquidités demandées par le secteur bancaire à la fin de chaque mois pour satisfaire les réserves minimales[14]. À cela s'ajoutaient les demandes de liquidités exceptionnelles en fin de trimestre par les banques commerciales à des fins d'habillage de bilan ainsi que les demandes irrégulières destinées à financer les opérations liées à la gestion des liquidités de la Confédération helvétique. Pour éviter de trop fortes variations des taux d'intérêt, la BNS satisfaisait en général une bonne partie de ces demandes de liquidités supplémentaires.

Pour tenir compte de la sensibilité de la demande de M1 aux variations des taux d'intérêt, la BNS fit varier l'offre de cet agrégat de manière anticyclique. En effet, alors que l'économie suisse s'ajustait difficilement au nouveau régime des changes flexibles, la BNS n'hésita pas à faire une politique monétaire plus restrictive que ne l'exigeait l'atteinte de l'objectif annuel de croissance de M1 pour diminuer l'inflation élevée, qui se montait à 6,7 % en 1975, quitte à enregistrer un taux de croissance de M1 inférieur à son objectif. Elle accepta ensuite un dépassement de l'objectif en 1976 pour rétablir des conditions monétaires « normales », alors que les résultats du processus de désinflation commençaient à apparaître. Toutefois, pour 1977, la BNS annonça une réduction d'un point de pourcentage de son objectif annuel pour maintenir dans les années suivantes la stabilité des prix fraîchement restaurée. Celle-ci ne fut pourtant que de courte durée. Dans l'ensemble toutefois, pendant ces trois années, les objectifs intermédiaires définis sur M1 ont permis d'exercer une contrainte suffisante dans le

---

13. Büttler et coll. (1979).

14. Les prescriptions de liquidités, comme sont appelées en Suisse les réserves obligatoires, pouvaient en effet n'être détenues, jusqu'à la fin de 1987, qu'en fin de mois.

processus décisionnel de la politique monétaire pour vaincre l'inflation. Ils ont également permis de communiquer clairement les intentions de la BNS, notamment celles de suivre une politique monétaire restrictive en 1975, de relâcher les rênes en 1976 et enfin de maintenir la stabilité des prix en réduisant quelque peu le taux de croissance objectif de M1 dès 1977. Ces performances sont donc acceptables, même s'il apparaît au sens strict que les objectifs annuels quantitatifs sur M1 n'ont été que partiellement atteints. La Tableau 1 ci-dessous résume ces résultats.

Tableau 1

	Variations annuelles			
Calendrier	**Agrégat visé**	**Taux visé**	**M1**	**IPC**
1975	M1	6 %	4,4 %	6,7 %
1976	M1	6 %	7,7 %	1,7 %
1977	M1	5 %	5,5 %	1,3 %
1978	M1	5 %	16,2 %	1,0 %
1979	DM/Sfr. plancher 0,80	–	–	3,6 %

Le taux de croissance de M1 enregistré en 1978, supérieur à l'objectif annuel de plus de 11 points de pourcentage, montre que quelque chose de particulier s'est passé cette année là.

2.2 1978 et 1979 : deux années d'exception

Bien que les objectifs monétaires aient constitué la pièce centrale de la politique monétaire depuis l'avènement des changes flexibles, la BNS n'a jamais voulu suivre une stratégie monétaire rigide en ignorant les chocs de change. Pour cette raison, la BNS a laissé la croissance monétaire s'écarter significativement de son objectif à plusieurs reprises lorsque l'appréciation du franc mettait en danger la conjoncture suisse. L'objectif monétaire restait cependant prioritaire, sauf en cas d'extrême urgence. En effet, l'industrie suisse dépend de manière évidente des variations réelles du franc, et la part des exportations suisses dans le PIB réel représentait déjà plus de 30 % à la fin des années 1970[15]. Il n'a par conséquent jamais été possible à la BNS d'adopter une attitude de douce insouciance vis-à-vis du cours de change. L'année 1978 fut une période d'extrême urgence. À la fin de 1977 déjà, le franc commença à s'apprécier fortement, en termes nominaux aussi bien que réels. À la mi-1978, l'ampleur de cette appréciation fut suffisante pour mettre sérieusement en danger l'économie suisse. Pour éviter les risques

15. Cette part représente même 43 % au 1er trimestre de 1999.

déflationnistes associés à une récession majeure, la BNS décida au début d'octobre 1978 de mettre en veilleuse son objectif sur M1 et de le remplacer temporairement par un objectif de change sous la forme d'un plancher du cours du mark allemand exprimé en francs suisses. Le 1er novembre 1978, les efforts de la BNS furent soutenus par des interventions conjointes des banques centrales américaine, allemande et japonaise. L'impact de ces interventions de changes sur la progression des agrégats monétaires fut spectaculaire. Pendant le dernier trimestre de 1978, la monnaie centrale augmenta de 27,8 % par rapport à la période correspondante de l'année précédente, tandis que M1 progressait de plus de 23 %. Comme la BNS ne savait pas, à la fin de 1978, quand elle serait en mesure de revenir à une stratégie quantitative, elle renonça donc à fixer un objectif monétaire pour 1979. Au printemps de 1979, les turbulences sur les marchés des changes se calmèrent suffisamment pour permettre à la BNS d'éponger graduellement une partie de la monnaie centrale excédentaire. Ce processus continua tout au long de cette année. Il permit à la BNS de fixer un nouvel objectif monétaire pour 1980.

2.3 La politique monétaire suisse de 1980 à 1988 : objectifs annuels définis sur la monnaie centrale ajustée

Dès 1980, M1 fut abandonné comme objectif monétaire intermédiaire. Il fut remplacé par la monnaie centrale. Ainsi, le processus à deux phases nécessaire pour piloter M1 fut abandonné et l'attention de la BNS se focalisa exclusivement sur l'évolution de la monnaie centrale. L'objectif annuel fixé sur la monnaie centrale, qui était gardé interne à la Banque dans l'ancienne procédure, devint désormais public.

Les raisons du changement d'agrégat cible de M1 à la monnaie centrale sont à chercher dans les turbulences de 1978 et 1979. Celles-ci avaient suffisamment déstabilisé la demande de M1 pour rendre le modèle de prévision du multiplicateur monétaire obsolète. Pour garder une stratégie monétaire quantitative, la BNS choisit dès lors de fixer un objectif directement sur l'agrégat qu'elle contrôle directement, à savoir la monnaie centrale. Les différentes analyses scientifiques entreprises à cette époque montraient clairement qu'un tel changement d'agrégat était une démarche appropriée. Ces études avançaient deux résultats particulièrement intéressants : d'une part, la demande de M1 et donc le multiplicateur qui lie cet agrégat à la monnaie centrale étaient, à cette époque, sensibles aux variations anticipées du cours du franc suisse, alors que la demande de monnaie centrale ne l'était pas, et, d'autre part, le lien entre la création de monnaie centrale et la variation subséquente du renchérissement était similaire aux résultats obtenus avec M1 avant la période 1978-1979.

Comme la monnaie centrale est parfaitement contrôlable, elle satisfait dès lors mieux que M1 la totalité des critères nécessaires pour qu'un agrégat monétaire puisse servir d'objectif intermédiaire. En décembre de chaque année, la BNS communiquait au public un objectif monétaire intermédiaire, défini sur la monnaie centrale, qui était valide pour les douze mois suivants. Cet objectif était fixé de la manière suivante : compte tenu d'un renchérissement désiré de 0-1 % et d'une évaluation de la croissance potentielle suisse d'environ 2 % par an, le taux de croissance objectif de la monnaie centrale était évalué à 2-3 %, en retenant comme plausible une croissance de la vitesse de circulation de cet agrégat de 1 % par an au maximum. Ainsi, une croissance de 2-3 % par an de la monnaie centrale devait représenter une politique monétaire neutre. Lorsque la BNS décidait de mettre en œuvre une politique monétaire plus (moins) généreuse, elle communiquait un objectif annuel de croissance de son agrégat cible supérieur ou égal (inférieur ou égal) à la limite supérieure (inférieure) de cette fourchette de 2-3 %. Sur la base de cet objectif, la BNS s'efforçait d'établir une prévision de l'évolution des billets en circulation pour les douze mois suivants et elle déduisait, à partir de cette prévision et de l'objectif sur la monnaie centrale, un sentier de croissance en niveau pour les avoirs en comptes de virement, grandeur qui servait d'objectif opérationnel pour la Banque. Il est clair que ce sentier de croissance n'était pas totalement contraignant en ce sens que, suivant les événements, la Banque nationale pouvait s'en écarter. Mais, dans la mesure du possible, elle essayait de compenser ces écarts en cours d'année afin d'atteindre le mieux possible l'objectif annuel fixé pour la monnaie centrale.

En réalité, les choses étaient un peu plus compliquées en ce sens que l'objectif monétaire n'était pas fixé directement sur la monnaie centrale elle-même mais sur une variante que l'institut d'émission appelait « monnaie centrale ajustée » (MCA). Cette dernière n'était rien d'autre que la monnaie centrale corrigée du montant estimé des crédits à terme que la BNS octroyait aux banques commerciales en fin de mois pour que ces dernières puissent respecter les exigences monétaires minimales imposées par les prescriptions de liquidités.

Malgré le changement d'agrégat, les objectifs fixés ne furent pas atteints en 1980 et 1981. Les raisons ne sont pas à chercher dans des difficultés de contrôle de l'agrégat cible, car la BNS pouvait en tout temps piloter la monnaie centrale par des variations adéquates de l'offre de réserves mises à disposition du système bancaire. Elles tiennent d'une part à une sous-estimation de l'élasticité de la demande de monnaie centrale au taux d'intérêt et d'autre part au fait que la BNS dut mettre en œuvre en 1980 et 1981 une politique monétaire nettement plus restrictive pour lutter contre une reprise marquée du renchérissement. Celle-ci fut elle-même le résultat

des effets du second choc pétrolier et, avec les retards usuels, de l'excédent de création monétaire qui avait été nécessaire pour s'opposer à l'appréciation du franc de 1978-1979.

On peut se poser la question du bien-fondé de la fixation d'un objectif annuel de croissance de la monnaie centrale à 4 % pour ces deux années alors que l'on pouvait s'attendre qu'en suivant une politique monétaire restrictive la monnaie centrale n'allait certainement pas progresser à un rythme annuel aussi élevé. La réponse à cette question réside dans le fait que la BNS ne prévoyait pas en 1979 que la reprise de l'inflation serait aussi forte en 1980, étant donné qu'elle avait déjà réussi à retirer une grande partie des liquidités mises sur le marché pour défendre la parité du franc face au mark allemand. Elle ne s'attendait pas non plus à ce que le franc perde plus de 13 % de sa valeur en termes réels entre 1979 et 1981. Pour lutter contre cette vague d'inflation d'origine intérieure et importée, la BNS dut suivre une politique monétaire bien plus restrictive que celle qu'elle avait anticipée au moment de la fixation de l'objectif annuel pour 1980. Pour induire une hausse des taux d'intérêt suffisante, elle laissa la monnaie centrale décroître. Celle-ci se fixa donc bien en dessous de son objectif de 4 %. En ce qui concerne 1981, la BNS pensa que la lutte contre l'inflation serait temporaire et qu'elle ne devrait pas nécessairement empêcher une reprise de la croissance de la monnaie centrale dès 1981. Il ne faut pas oublier à ce stade que la fixation d'un objectif annuel permet de facto d'ajuster la base pour le calcul de l'objectif de l'année suivante. Cet effet de base aurait très bien pu suffire *ex ante* à rendre réaliste un objectif annuel de croissance de la monnaie centrale ajustée de 4 % en 1981 si la lutte contre l'inflation avait déjà porté ses fruits en 1980. Mais une lutte plus longue que prévu initialement fut nécessaire pour venir à bout de cette reprise tenace du renchérissement. Les taux d'intérêt élevés déprimèrent fortement la demande de billets en circulation, ce qui renforça la décroissance de la monnaie centrale ajustée en 1981. Le renchérissement commença à décroître en 1982, mais la stabilité des prix ne fut pas pleinement restaurée avant 1986.

Cette politique de diminution graduelle de l'inflation fut choisie délibérément par la BNS. En menant une politique monétaire sans à-coups, elle voulait éviter des fluctuations excessives des taux d'intérêt et des cours de change, ce qu'elle réussit à obtenir. En outre, il fallait agir avec prudence eu égard à la récession mondiale et à la lenteur avec laquelle l'économie suisse, touchée à partir de 1982, reprit le chemin de la croissance.

Dans les années qui suivirent, c'est-à-dire de 1982 à 1986, les objectifs intermédiaires fixés sur la monnaie centrale ajustée furent relativement bien atteints. Le dépassement de 1987 fait exception, mais il eut pour origine essentielle les liquidités supplémentaires mises à la

Tableau 2

Calendrier	Agrégat visé	Variations annuelles Taux visé	MCA	IPC
1980	MCA	4 %	– 0,6 %	4,0 %
1981	MCA	4 %	– 0,5 %	6,5 %
1982	MCA	3 %	2,6 %	5,7 %
1983	MCA	3 %	3,6 %	3,0 %
1984	MCA	3 %	2,6 %	2,9 %
1985	MCA	3 %	2,2 %	3,4 %
1986	MCA	2 %	2,0 %	0,8 %
1987	MCA	2 %	2,9 %	1,4 %
1988	MCA	3 %	– 3,9 %	1,9 %
1989	MC dés.	2 %*	– 1,9 %*	3,2 %
1990	MC dés.	2 %**	– 2,6 %**	5,4 %

* Moyenne arithmétique des 12 taux de croissance de la MC désaisonnalisée par rapport au dernier trimestre de l'année précédente, lesquels sont annualisés et centrés sur le mois de novembre
** Moyenne du quatrième trimestre de 1990 par rapport au quatrième trimestre de 1989

disposition des marchés pour neutraliser les effets du krach boursier d'octobre.

En suivant une politique monétaire plus restrictive que prévu en 1980-1981, la BNS choisit délibérément d'accorder la priorité au rétablissement de la stabilité des prix par rapport au respect des objectifs monétaires. Pour ne pas perdre de crédibilité, il fut essentiel d'expliquer clairement dans les différents bulletins de la Banque les raisons de ces déviations.

Dans l'ensemble, la fixation d'un objectif annuel sur la croissance de la monnaie centrale fut une expérience assez positive jusqu'en 1986. En succédant à M1, la monnaie centrale hérita de la mission difficile d'assumer le contrôle d'une inflation qui s'accélérait de manière largement prédéterminée. Elle réussit à jouer correctement son rôle d'ancre nominale jusqu'à cette date, en indiquant à la BNS la direction à suivre pour rétablir des conditions monétaires normales lorsque la stabilité des prix fut à nouveau atteinte.

Toutefois, si, en Suisse, le renchérissement suit une création monétaire excédentaire avec un délai de deux à trois ans, l'inflation des années 1989-1992 dut certainement avoir ses racines dans une création monétaire excédentaire qui eut lieu dans les années 1986-1987. Pourquoi un tel dérapage eut-il lieu? Est-il imputable au choix de la monnaie centrale

comme agrégat de référence? Pourquoi celui-ci n'a-t-il pas signalé à temps le danger? La réponse à ces questions fait l'objet de la prochaine section.

2.4 Une nouvelle période de transition

En décrivant l'année 1985, le rapport annuel de la BNS parle d'une situation satisfaisante, caractérisée par une croissance économique vigoureuse avec toutefois une petite progression du renchérissement imputable « à la conjoncture mais aussi à l'hiver rigoureux et à l'envolée du cours du dollar, deux facteurs qui ont entraîné une hausse sensible des prix des biens importés au début de l'année »[16]. Concernant la politique monétaire, le rapport souligne que cette croissance conjoncturelle a permis de donner un caractère un peu plus restrictif à la politique monétaire et de se rapprocher plus rapidement du rythme de 2 % visé à moyen terme.

La croissance annuelle de la monnaie centrale ajustée passa de 2,6 % en 1984 à 2,2 % en 1985, et la croissance des agrégats monétaires de définition large ralentit de 2,7 % à 0 % pour M1 et de 6,2 % à 4,9 % pour M3. Par contre, comme le montre la Figure A2.5, les crédits crûrent à un rythme annuel de plus de 10 % en 1985.

Dès cette année, la hausse du cours du franc et ses éventuelles répercussions sur la situation conjoncturelle commencèrent à inquiéter les responsables de l'institut d'émission. La Figure A2.1 montre que le franc suisse s'apprécia notablement tout au long de 1985 et 1986. Dès 1986, cette hausse commença à déprimer fortement les exportations. Comme l'économie suisse sortait à peine de la récession qui avait accompagné la période de désinflation du début des années 1980, la BNS fut très sensible aux risques conjoncturels impliqués par la hausse du franc et la baisse des exportations. Le comportement de la monnaie centrale le permettant — l'objectif avait été atteint en 1985 et 1986 (Figure A2.4) — , les rênes de la politique monétaire furent relâchées. Aucun effet de liquidité n'eut lieu sur les taux d'intérêt (Figure A2.2), vu la forte demande de crédit, mais l'offre de M3 s'accéléra rapidement dès la fin de 1985 (Figure A2.5). Les effets baissiers sur la conjoncture de la diminution des exportations se concrétisèrent rapidement dès 1986, comme en témoigne le mouvement de l'écart de production à la Figure A2.3[17]. Les effets récessifs se renforcèrent au second semestre de 1986 lorsque la demande intérieure de biens et services s'affaiblit à son tour. À la mi-1986, la BNS assouplit encore sa politique monétaire en mettant davantage de liquidités à la disposition des

16. Banque nationale suisse (1986, p. 7).

17. Il est à noter, à ce stade, que l'analyse du texte se base sur des données conjoncturelles qui ont été maintes fois révisées depuis le milieu des années 1990. Les autorités monétaires ne disposaient pas à l'époque de données aussi précises que celles-ci.

banques commerciales lors des échéances mensuelles[18]. La demande de liquidités émanant des banques pour satisfaire les exigences légales en fin de mois avait conduit dans les mois qui précédèrent à des hausses des taux d'intérêt passagères mais massives aux échéances mensuelles. Pour contrecarrer ce phénomène, la BNS adopta une attitude plus souple, ce qui fit passer le taux de croissance annuel des avoirs en comptes de virement que les banques détiennent auprès de l'institut d'émission de 2,9 % en moyenne lors des six premières échéances de 1986 à 6,1 % lors des six dernières. À la fin de 1986, la BNS avait l'intention claire de faire marche arrière et de donner à sa politique monétaire un cours plus restrictif dès que des signes encourageants viendraient du marché des changes. Malheureusement, le cours des événements en 1987 ne se déroula pas selon ses plans.

Plusieurs événements exogènes contrecarrèrent en 1987 les intentions de la BNS. Le premier consista en une hausse inattendue des exportations dès le second semestre de 1987 due à une forte reprise du commerce mondial (Figure A2.6), et cela malgré un franc qui restait élevé (Figure A2.1). Ceci stimula rapidement la production nationale et l'écart de production se referma dès la fin de 1987.

De plus, en octobre 1987 le krach boursier nécessita d'augmenter temporairement la quantité de liquidités sur le marché monétaire. Ce qui fut fait, comme en témoigne l'évolution de la monnaie centrale pendant le dernier trimestre de 1987 (Figure A2.7).

Enfin, deux innovations techniques influencèrent grandement la demande de monnaie centrale dès le début de 1988. En effet, à mi-1987 fut introduit en Suisse un nouveau système de paiements interbancaires électronique (appelé SIC) qui permit aux banques commerciales de diminuer de manière drastique leurs besoins de réserves auprès de l'institut d'émission. Par conséquent, la BNS ne pouvait plus exiger des banques qu'elles gardent autant de réserves obligatoires non rémunérées. Une révision du système de réserves minimales s'imposait donc. Elle entra en vigueur le 1er janvier 1988. Comme l'illustre la Figure A2.7, le système bancaire eut besoin de temps pour s'adapter à ces innovations, temps pendant lequel la demande d'avoirs en comptes de virement des banques et donc la demande de monnaie centrale subirent des chocs structurels à répétition. L'ampleur de la baisse de la demande de monnaie centrale qui intervint à partir de janvier 1988 surprit la Banque nationale, ce qui provoqua un large effet de liquidité sur les taux d'intérêt du marché monétaire. La BNS ne s'en alerta pas outre mesure, vu l'absence presque complète de réaction des taux d'intérêt sur le marché des capitaux, ce qui indiquait que les marchés financiers avaient correctement interprété ces

18. Cf. Banque nationale suisse (1987, p. 8).

chocs de liquidité comme étant temporaires. La Banque nationale réagit donc graduellement pour éponger les liquidités excédentaires du marché, ce qui provoqua une remontée des taux d'intérêt à court terme. Ceux-ci atteignirent leur niveau de fin 1987 dès la mi-1988.

Ces chocs structurels eurent pourtant d'importantes conséquences sur la politique monétaire, en ce sens qu'ils rendirent temporairement inutilisable la monnaie centrale en tant qu'indicateur. Privée de son compas, la Banque nationale n'eut pas d'autre choix que de s'adapter aux variations exogènes de la demande de monnaie centrale, ce qui eut comme conséquence que cet agrégat évolua bien en dessous de l'objectif de croissance annuel qui lui avait été assigné pour 1988. En observant l'évolution des taux d'intérêt pour se diriger pendant cette période troublée, la BNS put éviter de noyer de liquidités les marchés financiers, ce qui aurait certainement alimenté encore plus une inflation qui commençait déjà à s'accélérer à la suite des effets retardés de la création excessive de monnaie des années précédentes. Il est à noter que la BNS aurait pu se rendre compte que la création monétaire était excessive déjà avant 1988 en observant l'accélération de la croissance de M3 dès 1986 et celle des crédits bancaires dès 1984. Toutefois une confiance très limitée était accordée à l'évolution des agrégats monétaires de définition large et des crédits bancaires. Ces deux grandeurs étaient réputées instables. Compte tenu des éléments dont on disposait à l'époque, on ne peut que constater que cette attitude de méfiance était justifiée : les fonctions de demande pour ces agrégats étaient instables lorsqu'on les estime sur des échantillons qui ne comprennent que des données comprises entre 1975 et 1988[19].

Ainsi, cette collection de chocs exogènes empêcha la BNS de neutraliser à temps les effets expansifs de la politique suivie de mi-1986 au début de 1987. Toutefois, consciente de cette situation, la BNS continua de restreindre l'offre monétaire à partir de mi-1988, ce qui fit monter les rémunérations à court terme de 1,6 % en février 1988 à 9,5 % en janvier 1990. La conséquence de cette politique monétaire restrictive fut que la monnaie centrale atteignit des niveaux qui se situaient bien en dessous des objectifs de 1989 et 1990 et cela malgré une adaptation du mode de calcul de l'objectif monétaire annuel qui avait pour but de tenir compte des changements structurels que la monnaie centrale avait subis. Il est à noter à ce stade que les objectifs annuels pour 1989 et 1990 furent fixés sur la monnaie centrale désaisonnalisée et non plus sur la monnaie centrale ajustée, vu que cette dernière avait *de facto* cessé d'exister dès la disparition des pics de demande de liquidités en fin de mois à la suite de la réforme des prescriptions de liquidités.

19. Cf. Peytrignet (1996).

Cet épisode illustre la façon dont des innovations technologiques peuvent fausser le comportement d'un indicateur monétaire. Les conséquences temporaires de ces chocs exogènes furent la mise à l'index de la monnaie centrale comme indicateur principal de la politique monétaire en 1988 et 1989. Les conséquences durables furent une révision du concept de politique monétaire de la Banque nationale et le passage à un système nettement plus flexible.

2.5 La politique monétaire suisse de 1991 à 1999 : objectifs pluriannuels définis sur la monnaie centrale désaisonnalisée

Après plusieurs années où l'objectif annuel défini sur la monnaie centrale ne put être atteint, la BNS eut besoin de réformer son concept de politique monétaire pour éviter de continuer sur une voie qui aurait pu à la longue entamer son capital de crédibilité. Elle restait cependant convaincue que la monnaie centrale serait à nouveau stable après que le système bancaire aurait achevé son adaptation aux innovations technologiques citées ci-dessus. Elle voulait par conséquent conserver cet agrégat étroit comme cible à cause de ses qualités intrinsèques qui ne sont partagées par aucun autre agrégat monétaire, à savoir sa faible sensibilité aux variations de taux d'intérêt, sa contrôlabilité et la disponibilité journalière de données statistiques fiables, non sujettes à révision. Cependant un besoin accru de flexibilité devenait nécessaire pour plusieurs raisons.

1. L'expérience des années 1980 avait montré qu'un concept monétaire basé sur des objectifs annuels s'accommodait mal des chocs de change qui peuvent affecter un petit pays largement ouvert sur l'extérieur. Dans une telle situation, une politique monétaire indépendante ne peut être maintenue que dans le cadre d'un concept suffisamment souple pour permettre de tenir compte de ces chocs et d'éviter les problèmes de crédibilité que peut poser le fait de manquer systématiquement un objectif monétaire défini sur un horizon annuel.
2. Un besoin accru de flexibilité se faisait également sentir à cette époque lorsqu'on considère les risques d'instabilité que les innovations financières et technologiques (notamment l'utilisation plus intensive des moyens de paiement sans numéraire) faisaient courir aux fonctions de demande des agrégats monétaires, particulièrement aux agrégats de définition étroite. La BNS se devait donc d'adopter un système de politique monétaire qui permette de réagir avec souplesse aux chocs exogènes affectant la vitesse de circulation de la monnaie centrale.
3. Le besoin de flexibilité était d'autant plus nécessaire, si l'on voulait conserver la monnaie centrale comme agrégat cible, que la part des avoirs en comptes de virement dans cet agrégat avait diminué de 25 % avant l'introduction du système de paiements SIC et la révision des

prescriptions de liquidités à moins de 9 % après ces réformes. Ainsi, avec 91 % de la monnaie centrale composée de billets en circulation, la compensation des mouvements endogènes de la demande de billets sur un horizon annuel devenait très problématique. En effet, bien que toujours théoriquement possible, une telle compensation aurait certainement engendré des variations de taux d'intérêt de grande ampleur sur le marché monétaire qui auraient pu à leur tour induire des variations indésirables du cours du franc. Comme la demande de billets en circulation est une fonction négative du rendement servi sur les comptes et dépôts d'épargne, qui lui suit les mouvements des taux d'intérêt du marché monétaire avec un retard de deux à trois trimestres, la demande de billets et donc la demande de monnaie centrale sont dominées par des mouvements endogènes qui sont difficiles à compenser sur un horizon annuel. Une telle compensation aurait en outre été absurde du point de vue de la politique monétaire. Ce problème existait certes avant la révision des prescriptions de liquidités, mais il s'intensifia énormément après celle-ci. Avec une part aussi faible des avoirs en comptes de virement dans la monnaie centrale, cette dernière devenait nettement plus sensible aux variations de taux d'intérêt.

Pour répondre à ce besoin accru de flexibilité, la BNS décida de fixer pour 1991 et les années suivantes un objectif pluriannuel sur la monnaie centrale désaisonnalisée. En choisissant cette solution, elle conservait un compas monétaire à moyen terme tout en prenant en compte la moindre contrôlabilité à court terme de la monnaie centrale. Dès cette date, la BNS choisit un taux annuel de progression de la monnaie centrale désaisonnalisée à moyen terme de 1 %. Aucun horizon précis ne fut annoncé, seulement un ordre de grandeur de trois à cinq ans. Le taux de 1 % représentait une évaluation identique à celle utilisée pour fixer les objectifs annuels en ce qui concerne le renchérissement (1 %) et la progression potentielle réelle de l'économie suisse (environ 2 %). Toutefois, la croissance de la vitesse de circulation de la monnaie centrale avait augmenté de 1 % à environ 2 % à la suite de la diminution de la part des avoirs en comptes de virement dans l'agrégat. La croissance annuelle de 1 % de la monnaie centrale désaisonnalisée en moyenne devait donc suffire pour assurer le maintien de la stabilité des prix implicitement définie dans le calcul de l'objectif.

Par souci de transparence, la BNS décida, dès le début de 1993, d'élargir le cadre de son concept dans deux directions. En premier lieu, elle publia un sentier de croissance pour son agrégat cible (Figure A2.7)[20]. Ce faisant, elle indiquait au public que ce nouveau concept courrait rétroactivement depuis le dernier trimestre de 1989. Elle ne précisa

20. Voir Banque nationale suisse (1993, p. 57).

cependant pas explicitement que l'horizon à moyen terme consistait en une période de cinq années. L'objectif à moyen terme consistait en la moyenne des taux de croissance de la monnaie centrale désaisonnalisée des derniers trimestres de chaque année par rapport à la période correspondante de l'année précédente. Le sentier de croissance à moyen terme de la monnaie centrale devenait une aide visuelle servant de ligne directrice pour juger de l'évolution de l'agrégat cible. Une deuxième mesure pour augmenter la transparence fut la publication, chaque trimestre, de prévisions pour la monnaie centrale désaisonnalisée pour le trimestre suivant afin de ne pas laisser les marchés financiers sans information régulière. Cette publication complétait les textes des différents bulletins de la Banque dans lesquels les mouvements de la monnaie centrale désaisonnalisée par rapport aux prévisions, ainsi que les écarts par rapport au sentier de croissance à moyen terme de cet agrégat, étaient longuement expliqués.

La BNS commença par fixer le sentier de croissance à moyen terme clairement au-dessus de la position de la monnaie centrale en 1991 pour tenir compte du fait qu'elle suivait une politique monétaire très restrictive depuis plusieurs années et donc qu'elle devrait rétablir des conditions monétaires plus normales dans un futur plus ou moins proche afin d'éviter que l'économie suisse n'atteigne un nouvel équilibre de stabilité des prix en passant par une période déflationniste.

Consciente de ce risque, la BNS avait tenté de relâcher quelque peu le degré de restriction de sa politique monétaire en 1990 déjà. Il était encore trop tôt. La réaction sur le marché des changes fut immédiate. Le franc suisse se déprécia fortement, ce qui augmenta l'inflation importée et convainquit la BNS de faire marche arrière. Pourtant en 1991, la croissance de la monnaie centrale désaisonnalisée put quand même atteindre 1,4 %, ce qui était supérieur à la moyenne de 1 %. Ce n'est cependant qu'au milieu de 1992, lorsque la tendance à une décélération du renchérissement en Suisse fut nette et que le système monétaire européen entra en crise, que la BNS put avec succès relâcher le cours de sa politique monétaire. De la fin de 1992 à la mi-1994, la monnaie centrale se rapprocha de son sentier de croissance à moyen terme sans toutefois encore l'atteindre. Comme le montre le Tableau 3, la croissance de la monnaie centrale désaisonnalisée fut encore une fois négative (– 1 %) en 1992 à cause principalement d'une réduction de la demande de billets. Celle-ci découlait de l'évolution conjoncturelle et de la politique monétaire très restrictive suivie pendant le premier semestre de l'année. En 1993, la croissance de la monnaie centrale atteignit 2,8 %, reflétant le relâchement de la politique monétaire que la BNS souhaitait depuis plusieurs années. L'évolution de l'agrégat cible fut par contre moins satisfaisante dès le second semestre de 1994 à la suite d'une forte appréciation du franc qui provoqua une rapide désinflation et une diminution

de la demande de monnaie centrale. La BNS réagit en laissant baisser les taux d'intérêt du marché monétaire, mais cette baisse fut timide. En effet, des craintes, fondées *ex ante*, d'un risque d'une montée des anticipations inflationnistes en prévision de l'introduction de la taxe à la valeur ajoutée en janvier 1995 avait rendu la BNS très prudente, trop prudente même lorsque l'on observe cette période avec du recul.

À la fin de 1994 s'acheva le premier exercice de fixation d'un objectif pluriannuel sur la monnaie centrale désaisonnalisée. Le bilan que l'on peut tirer de cette période est le suivant. Avec un taux de croissance de 0,24 % de l'agrégat cible en moyenne sur cinq ans et un écart de 4 % en dessous de son sentier de croissance à moyen terme au dernier trimestre de 1994, la stabilité des prix put être restaurée grâce à une politique monétaire particulièrement restrictive. Pendant cette période, la priorité au retour à la stabilité des prix prima à nouveau nettement sur le souci d'atteindre un objectif monétaire. Toutefois, en indiquant clairement la direction générale vers laquelle l'offre de monnaie devait être ajustée à moyen terme pour rétablir des conditions monétaires normales après la phase restrictive du début des années 1990, le sentier de croissance à moyen terme de la monnaie centrale désaisonnalisée joua les rôles d'indicateur et d'ancre monétaire que l'on pouvait attendre de lui.

Tableau 3

		Variations annuelles		
Calendrier	**Agrégat visé**	**Taux visé**	**MC dés.**	**IPC**
1990	MC dés.	1,0 %	– 2,6 %*	5,4 %
1991	MC dés.	1,0 %	1,4 %*	5,8 %
1992	MC dés.	1,0 %	– 1,0 %*	4,0 %
1993	MC dés.	1,0 %	2,8 %*	3,3 %
1994	MC dés.	1,0 %	0,6 %*	0,8 %
Variation moyenne		**1,0 %**	**0,24 %**	
1995	MC dés.	Pente du sentier		1,8 %
1996	MC dés.	de croissance		0,8 %
1997	MC dés.	à moyen terme		0,5 %
1998	MC dés.			0,0 %
1999	MC dés.	1,0 %		0,6 %

* Taux de variation calculé au quatrième trimestre d'une année par rapport au quatrième trimestre de l'année précédente

La BNS ne fut cependant pas capable d'amener la monnaie centrale sur son sentier de croissance à moyen terme dès 1994, ce qui avait été son intention au moment de l'instauration de ce nouveau cadre de référence. Les raisons sont à chercher pour moitié dans la nécessité du maintien d'une

politique restrictive plus longtemps que prévu à cause d'une inflation particulièrement tenace et difficile à vaincre, alimentée par une tendance endémique à la faiblesse du franc pendant la première partie de la décennie. Pour l'autre moitié, les raisons des déviations persistantes de l'agrégat par rapport à son sentier de croissance sont à chercher dans des chocs exogènes qui ont affecté aussi bien la demande d'avoirs en comptes de virement, suite à l'adoption de nouvelles techniques permettant aux banques commerciales d'améliorer leur gestion des liquidités, que la demande de billets en circulation, à la suite d'un usage de plus en plus courant des moyens de paiement sans numéraire. Ces deux types d'innovation n'ont cependant pas suffisamment déstabilisé le comportement de long terme de la monnaie centrale pour que la BNS remette en cause le système lui-même.

En décembre 1994, la BNS décida donc de maintenir le principe d'un objectif pluriannuel sur la monnaie centrale désaisonnalisée et elle fixa un nouvel objectif qui devait être valable pour la période 1995 à 1999. Toutefois, pour tenir compte des effets des innovations citées ci-dessus sur la demande des deux composantes de la monnaie centrale, elle décida de réviser à la baisse la position du sentier de croissance à moyen terme. Elle laissa cependant ce dernier à un niveau encore supérieur à la position de la monnaie centrale pour permettre le rétablissement de conditions monétaires « normales » dans les années qui allaient suivre. Pour éviter que le cumul des taux de croissance de la monnaie centrale ne vienne contredire l'évolution en niveau de cet agrégat, la BNS renonça désormais à évaluer ses performances par rapport à l'objectif à moyen terme en comptabilisant une moyenne des taux de croissance de la monnaie centrale désaisonnalisée du dernier trimestre de chaque année. Elle épura ainsi son concept de politique monétaire en ne conservant que le sentier de croissance à moyen terme comme objectif. L'évolution de la monnaie centrale par rapport à ce sentier devenait ainsi le moyen d'évaluer le cours de la politique monétaire. La BNS continua à indiquer à la fin de chaque année une anticipation de la croissance de la monnaie centrale désaisonnalisée pour l'année suivante. Cette prévision pouvait être plus ou moins formelle, comme à fin 1994 où la BNS indiqua son anticipation pour 1995 d'une croissance annuelle de 1 à 2 % de la monnaie centrale désaisonnalisée, ou carrément informelle comme à fin 1995, où elle indiqua seulement que la monnaie centrale devrait se rapprocher de son sentier de croissance à moyen terme en 1996. À la fin de 1996, la BNS indiqua seulement que la monnaie centrale devrait rester au-dessus de son sentier de croissance à moyen terme tout au long de 1997. L'intention de ces annonces était de fournir des indications supplémentaires aux marchés financiers sur le cours que la BNS entendait donner à sa politique monétaire dans le court terme. À la fin de 1994, la BNS annonça encore qu'elle entendait relâcher un peu plus sa politique monétaire pour réduire l'écart par rapport au sentier de croissance à moyen terme en 1995.

Bien que l'évolution de l'économie fût très différente de ce qui avait été anticipé à fin 1994 (en 1995 le franc s'apprécia de 7,2 %, le renchérissement et l'évolution de la conjoncture furent moins rapides que prévu), la BNS réussit à induire une croissance de la monnaie centrale de 1,4 %, ce qui est un taux supérieur à la moyenne de moyen terme de 1 %, et cela malgré une série de facteurs négatifs. Pour atteindre ce résultat, les taux d'intérêt du marché monétaire furent ramenés de 4 % à environ 2 %. Cette évolution fut entérinée par une réduction en quatre étapes du taux d'escompte de la BNS. Toutefois, la monnaie centrale désaisonnalisée ne témoigna de ce relâchement drastique qu'à partir de la fin de 1995, avec le retard prévisible de deux à trois trimestres que met une impulsion de politique monétaire pour se transmettre des taux d'intérêt courts sur les rendements des comptes d'épargne et sur l'évolution des billets en circulation.

La BNS a poursuivi cette politique monétaire expansionniste jusqu'à l'heure actuelle pour contrecarrer une évolution conjoncturelle qui reste déficiente et qui pourrait engendrer des pressions déflationnistes en cas de normalisation de la situation monétaire. Il ne faut pas oublier que l'objectif final de stabilité des prix requiert également de prévenir une déflation.

Dès le milieu de 1996, la monnaie centrale désaisonnalisée connut de nouveaux chocs structurels. Celle-ci fut affectée par des transferts massifs par les banques commerciales des avoirs en comptes postaux vers des avoirs en comptes de virement[21]. De plus, dès février 1997, commença une croissance élevée des billets en circulation, particulièrement des coupures de 1 000 francs. Après enquête, la BNS s'aperçut rapidement que cette croissance n'était pas liée à la politique monétaire, mais qu'elle était due à des facteurs exogènes, décelables statistiquement, mais dont l'origine reste économiquement obscure. Ces chocs exogènes affectèrent suffisamment la monnaie centrale pour que cet agrégat surestime fortement le degré d'expansion de la politique monétaire suivie par la BNS en 1997, 1998 et 1999. Face à ces incertitudes quant à l'interprétation des signaux de politique monétaire qu'émettait la monnaie centrale désaisonnalisée, la BNS informa le public dès 1997 qu'elle retenait désormais M3 comme indicateur additionnel pour la conduite de sa politique monétaire.

La BNS renonça cependant à abolir ou à réformer plus profondément son concept de politique monétaire axé sur la monnaie centrale. La raison est à chercher essentiellement dans l'approche de l'avènement de l'Union économique et monétaire en Europe, ce qui signifia l'abolition en 1999 du

---

21. Les avoirs en comptes postaux comme les avoirs en comptes de virement sont des moyens de détention des liquidités qui sont acceptés par la loi pour satisfaire la détention des liquidités requises. Si les avoirs en comptes de virement font partie intégrante de la monnaie centrale, les avoirs en comptes postaux ne sont pas comptés dans cet agrégat.

mark allemand et l'introduction de l'euro comme monnaie européenne unique dans onze pays voisins. L'anticipation de cette révolution monétaire et la fragilité de la conjoncture suisse, tirée encore à cette époque par la seule croissance des exportations, convainquit la BNS de prêter une attention soutenue à l'évolution de la conjoncture et du cours du franc. Elle pouvait se permettre ce regain d'attention à la conjoncture et aux changes, étant donné l'évolution modérée de M3 dont la croissance restait compatible avec la stabilité des prix à moyen terme. De plus, les turbulences sur les marchés financiers asiatiques et les crises russe et brésilienne ralentirent encore naturellement la reprise de l'économie suisse et la croissance de M3 en 1998.

À la fin de 1999, le concept d'objectif à moyen terme fixé sur la monnaie centrale désaisonnalisée arrivera à son terme. À cause de l'instabilité de la demande de billets et de celle des avoirs en comptes de virement, qui vraisemblablement se poursuivront dans les prochaines années avec la généralisation de l'usage de la monnaie électronique, ainsi qu'à la suite des restructurations du paysage bancaire helvétique et de diverses innovations technologiques et financières qui continuent d'affecter la gestion des liquidités des banques, il sera en effet impossible à la BNS de fixer un nouvel objectif à moyen terme sur cet agrégat. Un nouveau concept de politique monétaire devra donc être élaboré pour l'an 2000. Vraisemblablement, les agrégats monétaires joueront encore un rôle important d'indicateur dans ce nouveau concept.

Conclusions

Les performances du système d'objectif intermédiaire monétaire appliqué par la BNS de 1975 à 1999 ont été dans l'ensemble bonnes. En interprétant les objectifs monétaires de manière pragmatique, ce concept, dans ses différentes versions, a permis de rétablir à trois reprises la stabilité des prix en Suisse après que la BNS s'est vue contrainte d'intervenir pour contrecarrer les effets négatifs de désordres de change. Ce concept a permis à la Suisse de garder une politique monétaire indépendante, ce qui a certainement contribué au fait que les taux d'intérêt helvétiques, aussi bien courts que longs, se situent à un niveau inférieur de 150 à 200 points de base aux taux correspondants allemands, qui ont toujours été les plus bas d'Europe.

Toutefois, si la politique monétaire suivie pendant ces 24 dernières années a permis à la Suisse d'enregistrer un taux d'inflation moyen de 2,6 % sur la période 1976-1998, ce qui est tout à fait honorable en comparaison internationale (voir Figure A2.8), ce taux moyen de renchérissement dépasse de plus du double le taux « normal » de 1 % retenu implicitement dans le calcul des objectifs monétaires. Selon Rich (1997), « le problème

réside dans une réponse inappropriée de la BNS à des perturbations comme les chocs inattendus de change ». À l'aide d'un petit modèle macroéconomique avec anticipations rationnelles, il montre que :

> en présence de retards entre création monétaire et inflation, la BNS fait face à un conflit entre stabilité des prix et de la production à court terme d'une part et stabilité des prix à long terme d'autre part. En particulier, si la BNS veut réagir de manière optimale à un changement non anticipé des préférences des agents en matière d'actifs, elle doit accepter une volatilité à court terme du taux de change considérable pour préserver la stabilité des prix dans le long terme[22].

Pour conclure, je serais tenté de tirer encore trois enseignements de ces expériences.

L'utilisation des agrégats monétaires comme objectifs intermédiaires — ou peut-être de manière plus réaliste comme indicateurs principaux — de la politique monétaire suisse s'est révélée une pratique utile pour garder à l'esprit les implications de long terme des décisions de politique monétaire ainsi que pour prendre ces décisions de manière préventive. Un exemple a été l'année 1992, où la BNS a pu communiquer au public son intention de relâcher le cours de sa politique monétaire, alors que l'inflation était encore élevée. Un autre exemple a été 1994, où les signaux émis par la monnaie centrale n'ont pas été pris assez au sérieux, ce qui a conduit à maintenir une politique monétaire trop restrictive trop longtemps.

À mon avis, les difficultés intrinsèques que l'on rencontre lors de la prise des décisions de politique monétaire en pratique ne dépendent que faiblement du type particulier de concept de politique monétaire adopté, pour autant que celui-ci soit crédible. Or la crédibilité est largement fonction des performances d'ensemble enregistrées dans l'atteinte du but final, la lutte contre le renchérissement, et du soin que la banque centrale apporte à ses communications publiques de politique monétaire. En créant un cadre de référence simple, l'usage des agrégats monétaires comme objectifs intermédiaires s'est révélé un moyen très efficace pour faciliter la communication avec le public. Cela a fait écrire du reste à Bernanke et coll. (1999) que la BNS a choisi de manière régulière des règles simples avec des explications compliquées plutôt que des règles compliquées avec des explications simples[23].

Enfin, pour une petite économie ouverte comme la Suisse, la tâche de maintenir la stabilité des prix a été rendue spécialement difficile par le fait que le pays possède un marché financier d'importance internationale et que sa devise joue fréquemment un rôle de monnaie refuge.

---

22. Rich (1997), ma traduction; première citation, p. 113; seconde, p. 140.
23. Cf. Bernanke, Laubach, Mishkin et Posen (1999, p. 53).

Annexe 1

Figure A1.1
Corrélation entre variation monétaire et renchérissement (en %)
Échantillons récursifs

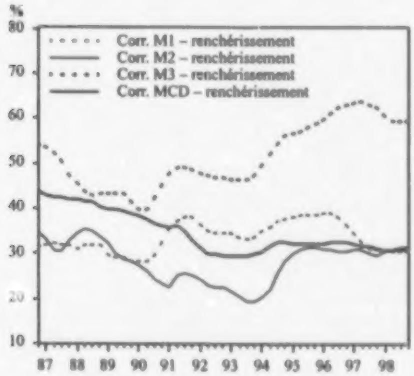
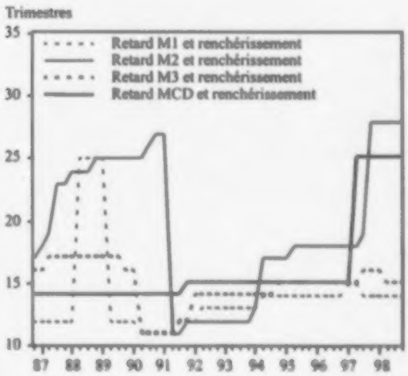


Figure A1.2
Retard en trimestres où la corrél. entre variation monét. et renchér. est maximale
Échantillons récursifs



La Figure A1.1 contient les coefficients de corrélation maximale calculés entre les variations des agrégats monétaires suisses (M1, M2, M3 et monnaie centrale désaisonnalisée) et les variations du renchérissement mesurées par le taux de croissance sur douze mois de l'indice des prix à la consommation. La Figure A1.2 contient le retard mesuré en trimestres où cette corrélation est maximale. Les estimations ont été faites sur plusieurs échantillons commençant chacun au dernier trimestre de 1976. Le premier échantillon se termine au dernier trimestre de 1986, le deuxième au premier trimestre 1987 et ainsi de suite jusqu'au dernier trimestre de 1998, dernière date où sont disponibles des données définitives concernant les agrégats monétaires suisses.

Ces figures permettent de mesurer l'existence du lien entre création monétaire et progression du renchérissement en Suisse et d'en tester la stabilité. La Figure A1.1 montre que M3 (M2) est l'agrégat qui a la plus forte (la plus faible) corrélation avec l'inflation sur tous (presque tous) les échantillons. On observe à la Figure A1.2 que les retards où la corrélation est maximale varient énormément pour M2, tandis que ceux pour M3 sont nettement plus stables, variant assez peu aux alentours de 14 trimestres. Toujours à la Figure A1.2, les retards avec lesquels la monnaie centrale désaisonnalisée affectent le renchérissement étaient assez stables, entre 14 et 15 trimestres, jusqu'à 1996. Dès 1997, ce dernier passa brusquement à 25 trimestres, ce qui confirme un problème de stabilité de cet agrégat, détecté également par d'autres méthodes statistiques.

Annexe 2

Figure A2.1

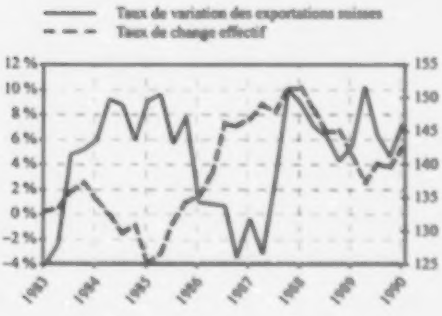


Figure A2.2

Figure A2.3

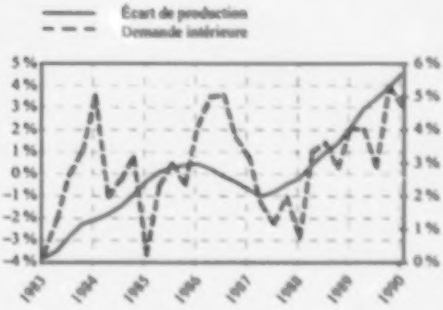


Figure A2.4

Figure A2.5

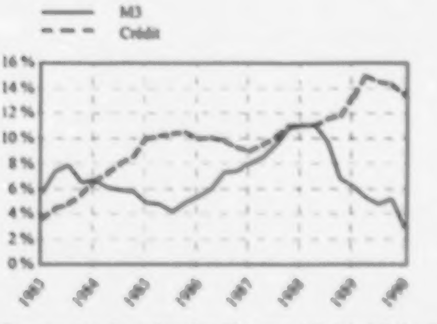
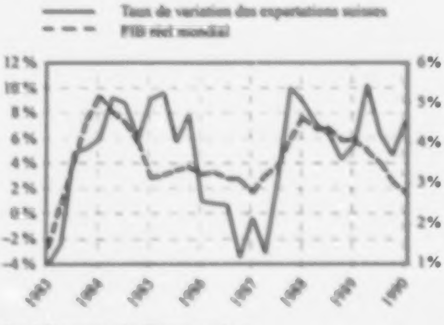
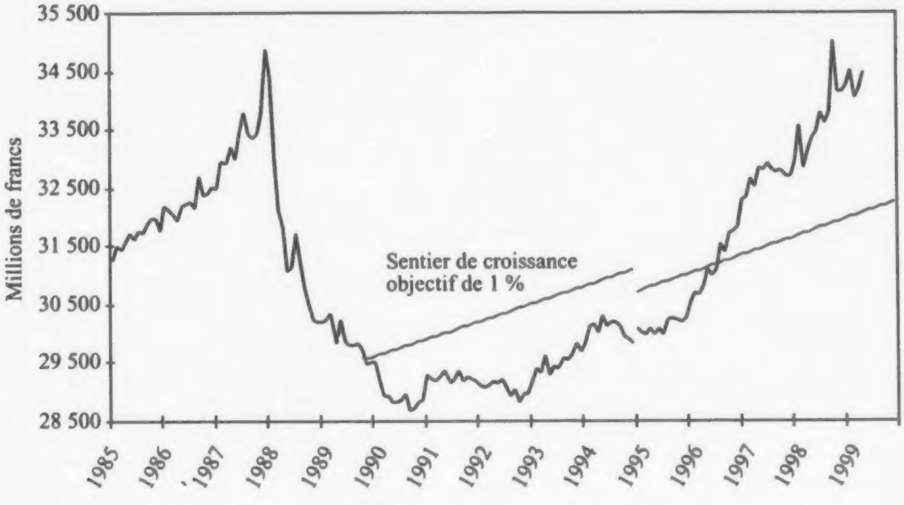


Figure A2.6



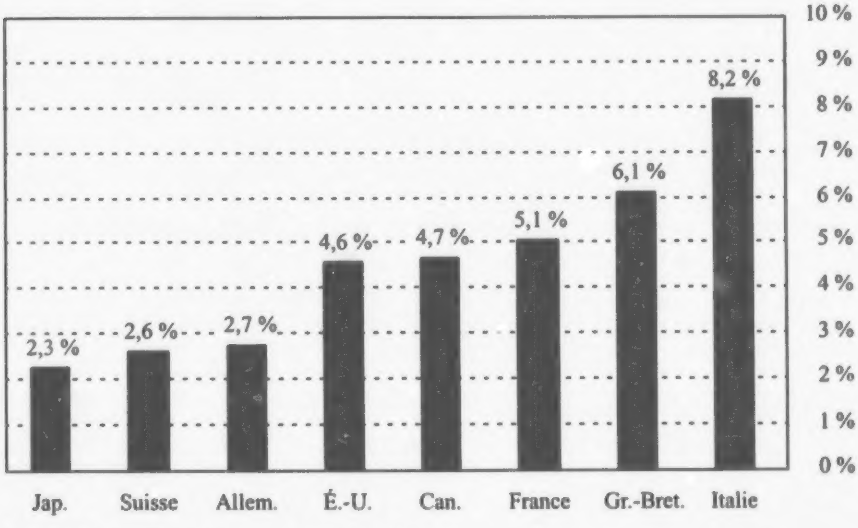
Source des données des Figures A2.1 à A2.6 : Oxford Economic Forecasting

Figure A2.7
Monnaie centrale désaisonnalisée



Source des données : Banque nationale suisse

Figure A2.8
Glissement annuel moyen du renchérissement (IPC) 1976-1998



Source des données : Banque nationale suisse

Bibliographie

Banque nationale suisse (1982). *75e anniversaire, Banque nationale suisse, Les années 1957 à 1982*, Berne.

——— (1986). *78e rapport de gestion, 1985*, Berne.

——— (1987). *79e rapport de gestion, 1986*, Berne.

——— (1993). *Monnaie et conjoncture*, bulletin trimestriel n° 1, mars.

Bernanke, B.S., T. Laubach, F.S. Mishkin et A.S. Posen (1999). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton, N.J., Princeton University Press.

Büttler, H.-J., J.-F. Gorgerat, H. et K. Schiltknecht (1979). « A Multiplier Model for Controlling the Money Stock », *Journal of Monetary Economics*, vol. 5, n° 3, p. 327-341.

Chrystal, K. A., (dir.) (1990). *Monetarism*, 2 vol., Aldershot, Edward Elgar.

Friedman, M. (1960). « The Goals and Criteria of Monetary Policy » *In* : *A Program for Monetary Stability*, The Millar Lectures, n° 3, 1959, New York, Fordham University Press, p. 77-101, (109-110).

Mishkin, F. S. (1999). « International Experiences with Different Monetary Policy Regimes », *Journal of Monetary Economics*, vol. 43, n° 3, p. 579-605.

Peytrignet, M. (1996). « Stabilité économétrique des agrégats monétaires suisses », *Monnaie et conjoncture*, n° 3, p. 251-277.

Peytrignet, M. et C. Stahel (1998). « Stability of Money Demand in Switzerland: A Comparison of the M2 and M3 Cases », *Empirical economics*, vol. 23, n° 3, p. 437-454.

Rich, G. (1997). « Monetary Targets as a Policy Rule: Lessons from the Swiss Experience », *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, n° 1, p. 113-141.

——— (1999). « Inflation and Money Stock Targets: Is There Really a Difference? », communication présentée à la conférence internationale sur la conduite de la politique monétaire organisée par la Banque centrale de Chine et l'Institut d'économie, Académie Sinica, Taipei, Taiwan, les 12 et 13 juin.

Rich, G. et J.-P. Béguelin (1985). « Swiss Monetary Policy in the 1970s and 1980s: An Experiment in Pragmatic Monetarism ». *In* : *Monetary Policy and Monetary Regimes: A Symposium Dedicated to Robert E. Weintraub*, Center Symposia Series, n° CS–17, Center for Research in Government Policy and Business, Graduate School of Management, University of Rochester, p. 76-111.

Commentaires

Chantal Dupasquier

C'est avec enthousiasme que j'ai accepté l'invitation du département des Études monétaires et financières de la Banque du Canada de commenter l'étude de Michel Peytrignet, mon confrère de la Banque nationale suisse (BNS), et c'est avec autant de plaisir que j'ai préparé mes commentaires.

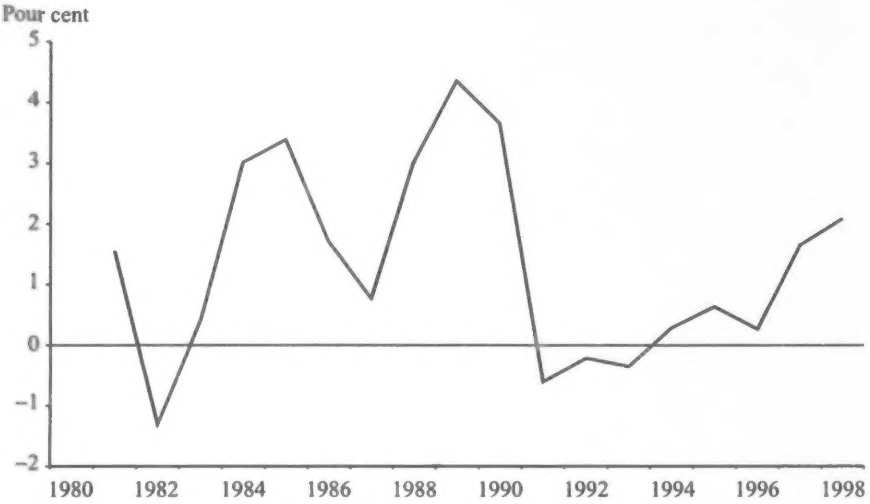
Avant d'entrer dans le vif du sujet, j'aimerais examiner brièvement la performance économique suisse récente, tant sur le plan de la croissance réelle que sur celui de l'inflation.

La Figure 1 ci-après illustre l'évolution (d'une année à l'autre) du PIB en termes réels à partir de 1980. Comme nous pouvons le constater, l'élément marquant de cette figure est le ralentissement très prononcé qu'a subi l'économie helvétique durant les années 1990. De fait, durant sept années consécutives, soit de 1991 à 1997, le PIB a littéralement stagné, n'enregistrant qu'une croissance moyenne annuelle de 0,2 %. Ce n'est qu'en 1998 que cette économie a montré des signes de reprise.

Du côté de l'inflation, la Figure 2 présente le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation total pour la Suisse et les pays du G7 depuis le début des années 1970. Il ressort clairement de cette figure que les résultats enregistrés par la BNS au chapitre de l'inflation se comparent très avantageusement à ceux obtenus par les pays du G7, et ce, sur l'ensemble de la période. De fait, exception faite du Japon, la Suisse enregistre le taux moyen d'inflation le plus faible de ces pays entre 1976 et 1998. Ce résultat est d'autant plus remarquable que la Suisse est une petite économie ouverte, largement tributaire de chocs externes qui, plus souvent que la BNS ne le souhaite, rendent la mise en œuvre de la politique monétaire très délicate.

La question centrale de l'étude consiste à examiner les principes théoriques et empiriques sur lesquels s'est appuyée la Banque nationale suisse pour mettre en œuvre sa politique monétaire. Comme l'auteur vient

Figure 1
Glissement annuel du PIB réel suisse



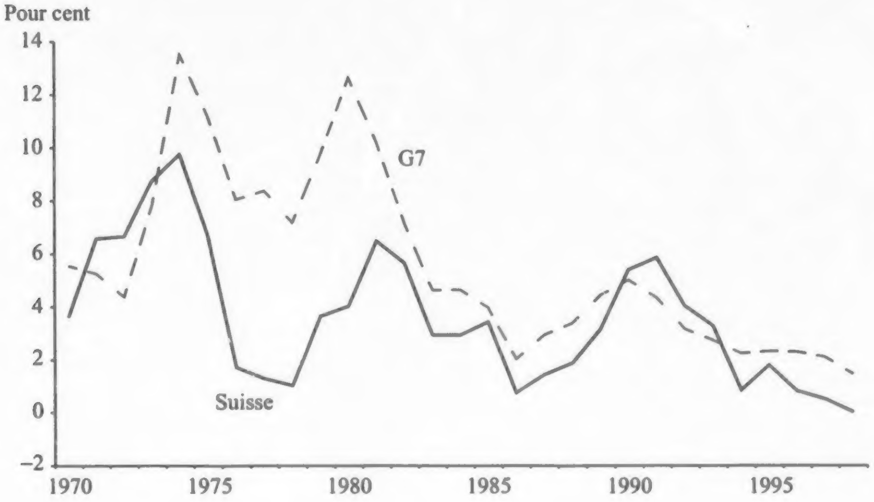
de nous l'exposer, la stratégie adoptée par la BNS depuis l'abandon du système de Bretton Woods consiste à fixer une cible intermédiaire basée sur un agrégat monétaire.

À ce titre, il identifie trois périodes distinctes d'application de cette stratégie :

- de 1975 à 1978, la BNS poursuit des objectifs **annuels** définis en fonction de M1;
- de 1980 à 1988, les objectifs sont **annuels** et définis en fonction de la base monétaire ajustée;
- de 1991 à 1999, les objectifs sont **pluriannuels** et définis en fonction de la base monétaire désaisonnalisée.

Pour mieux comprendre comment la BNS a réussi à obtenir ces résultats sur le front de l'inflation, regardons tout d'abord son mandat. Bien que la constitution suisse et la loi régissant la BNS restent relativement vagues quant à la mission de cette dernière, qui est de « satisfaire les intérêts généraux du pays », la BNS a toujours interprété sa mission comme devant donner priorité à la stabilité des prix. En soi, ce mandat ne diffère pas vraiment de celui des autres banques centrales. Toutefois, la particularité de la BNS est qu'elle fixe la croissance de l'agrégat monétaire en se basant sur un taux d'inflation se situant généralement entre 0 et 1 %, taux implicite d'inflation qui était déjà utilisé dans les années 1970 et 1980. À ma connaissance, peu de pays ont pris des moyens aussi avant-gardistes pour associer leur objectif monétaire à un niveau d'inflation aussi bas avant le

Figure 2
Glissement annuel de l'IPC pour la Suisse et les pays du G7



début des années 1990, moment où ce concept est devenu très populaire parmi les banques centrales. Par ailleurs, un aspect important pour la BNS est que cet objectif jouisse d'un large soutien populaire, ce qui, sans nul doute, doit en faciliter l'atteinte, puisque les anticipations des agents sont selon toute vraisemblance ancrées fortement dans ce bas taux d'inflation.

Je ne reviendrai pas sur les trois périodes étudiées par l'auteur. Étant donné que l'histoire est du passé et que nous ne pouvons pas la changer — sauf l'interprétation qu'on lui donne —, je me pencherai seulement sur la période récente.

Depuis le début des années 1990, la BNS définit une cible pluriannuelle pour la base monétaire désaisonnalisée, comparativement à une cible annuelle pour les deux décennies précédentes. Pourquoi ce changement? Si on examine les objectifs établis dans le passé par la BNS, on remarque que les objectifs annuels fixés pour les agrégats monétaires n'ont pas été atteints dans plus de 50 % des cas et parfois dans une plus forte proportion. Par conséquent, la BNS, par souci de préserver sa crédibilité a adopté, à partir de 1991, un cadre qu'elle qualifie de plus flexible pour mettre en œuvre sa politique. J'aimerais toutefois souligner que l'adoption de ce cadre a coïncidé avec l'émergence d'un nouveau volet dans la littérature économique. À la faveur de l'évolution des techniques économétriques et notamment de la théorie de la cointégration, des chercheurs ont établi des relations empiriques de long terme entre la

monnaie et les prix. À cet égard, mes collègues du département des Études monétaires et financières ont mis sur pied un programme de recherche axé sur l'économie canadienne et dont certains résultats ont fait l'objet de présentations durant ce colloque. Bien que l'auteur ne fasse pas explicitement mention d'une demande de monnaie de long terme, j'ai l'impression qu'il s'agit là d'un élément important, qui justifie d'ailleurs l'adoption par la BNS d'une cible intermédiaire pluriannuelle et qui mériterait d'être souligné. J'ajouterais à cela un autre élément pour renforcer le choix par la BNS des cibles pluriannuelles. Compte tenu des réalités entourant la mise en œuvre de la politique monétaire et du fait que le mécanisme de transmission s'étend sur une période assez longue (un à deux ans, voire plus), un objectif pluriannuel me semble plus approprié.

Par ailleurs, je voudrais souligner que la lecture du texte ne m'a pas totalement convaincue que l'adoption d'une cible, ou précisément l'adoption d'une cible monétaire, soit l'élément crucial qui a permis aux autorités monétaires suisses d'atteindre leur objectif d'inflation. La BNS a, tout au long des trois dernières décennies, usé d'un cadre spécifique pour expliquer sa politique au public et ainsi être en mesure de rajuster le tir afin de s'acquitter de son mandat. Je pense donc que l'élément le plus important est le fait que les autorités suisses se soient dotées d'une cible explicite. En ce sens, une cible d'inflation aurait peut-être tout aussi bien permis d'atteindre un bas taux d'inflation.

Quelles sont donc les leçons à tirer de l'expérience des autorités monétaires suisses? J'en relèverais deux :

- l'utilisation d'une cible peut à long terme contribuer à restreindre l'inflation;
- la flexibilité et la transparence semblent être des ingrédients essentiels pour atteindre de bons résultats.

J'aimerais en terminant soulever des questions qui demeurent à mon avis sans réponse à la lecture de cette étude et qui mériteraient peut-être un peu plus d'attention. Bien qu'il soit abondamment question de la crédibilité de la politique monétaire suisse dans cette étude, l'auteur ne dit mot sur la façon dont cet élément est intégré au processus de prise de décision à la BNS. À cet égard, j'aimerais faire référence à certaines études qui, tout en reconnaissant la crédibilité élevée dont bénéficie la BNS, montrent que le coût pour l'économie helvétique de la réduction de l'inflation (le ratio de sacrifice) n'est statistiquement pas très différent du coût assumé par d'autres pays qui eux semblent bénéficier d'une crédibilité moins élevée.

D'autre part, quel rôle jouent les attentes des agents économiques dans la dynamique de l'inflation en Suisse? L'inflation a reculé de façon marquée, passant de près de 6 % en 1991 à essentiellement zéro en 1998.

J'attire de nouveau l'attention sur la très faible croissance économique en termes réels qu'a connue la Suisse depuis le début des années 1990 et je me demande si l'inflation n'aurait pas dû se replier davantage, étant donné cette très longue période de stagnation?

Finalement, une autre question reste en suspens à la fin de la lecture de cette étude. Où se dirige la BNS en l'an 2000? L'auteur demeure assez vague sur les options envisagées par la BNS pour la conduite future de la politique monétaire. Est-ce que, à l'instar de la Banque centrale européenne ou de nombreuses autres banques centrales du monde, la BNS va pencher en faveur de l'adoption de cibles explicites d'inflation ou va-t-elle plutôt continuer avec des cibles monétaires qui semblent à bien des égards jouer beaucoup plus un rôle d'indicateur que de cible intermédiaire?

Commentaires

Daniel Racette

Dans son texte, Michel Peytrignet nous brosse un grand tableau décrivant, de manière fort détaillée et précise, les diverses phases de la politique monétaire suisse de 1975 à nos jours.

Cette description présente un intérêt certain, ne serait-ce que pour la valeur du témoignage sur une expérience monétariste qui, sans avoir un caractère tout à fait unique, est exceptionnelle à tout le moins par sa durée. Par son propos, le texte de Peytrignet se situe au cœur du thème de ce colloque, en ce qu'il relate les aléas de l'utilisation faite par une banque centrale des agrégats monétaires comme objectifs intermédiaires. Comme les agrégats monétaires sont tombés dans l'ombre, ou même tout simplement dans l'oubli, dans la formulation de la politique monétaire de la plupart des pays industrialisés, l'analyse comparative de l'expérience suisse devrait nous permettre de tirer des leçons quant à la possibilité de leur réhabilitation.

Dans mes commentaires, j'effectuerai une telle analyse comparative en faisant tout d'abord ressortir les ressemblances — parfois troublantes — entre les expériences suisse et canadienne. Par la suite, je passerai en revue les aspects qui distinguent l'expérience suisse en matière de politique monétaire. Dans un cas comme dans l'autre, le but de l'analyse sera de voir si les ressemblances sont suffisamment fortes et les différences suffisamment négligeables pour qu'on puisse penser à transposer à tout le moins certains aspects de l'utilisation faite des agrégats monétaires par la Banque nationale suisse (BNS) à d'autres contextes.

Des similitudes parfois troublantes...

Comme le Canada, la Suisse est au rang de ce qu'il est convenu d'appeler les petites économies ouvertes. Le parallèle entre les deux pays à cet égard n'est

certainement pas parfait, puisque le franc suisse a souvent été perçu comme une monnaie refuge, statut que le dollar canadien n'a pas (encore!) atteint, et que la Suisse n'est pas particulièrement ce qu'on considérerait comme un producteur important de ressources naturelles. Les deux pays sont toutefois suffisamment semblables en termes d'ouverture de leur économie pour que leur banque centrale respective ne puisse se permettre de négliger l'évolution du taux de change, quels que soient les autres aspects stratégiques de leur politique monétaire. De fait, l'analyse de la politique monétaire suisse montre bien que, tout comme la Banque du Canada dans certains épisodes des années 1970 et 1980[1], la BNS s'est préoccupée des mouvements de sa devise à la baisse comme à la hausse (fin des années 1970), même si c'était parfois au détriment de la crédibilité de ses cibles monétaires. On peut d'ailleurs affirmer que c'est tout particulièrement à cause de ce contexte d'économie ouverte que la Banque nationale suisse, comme la Banque du Canada, a dû se résoudre à adopter une approche qui, tout en se basant sur un solide cadre théorique et sur des considérations importantes pour la transparence et la responsabilité, devait être avant tout pragmatique, c'est-à-dire capable de s'adapter à un environnement en constante évolution.

De là surgissent peut-être les nombreuses similitudes entre des épisodes vécus de la politique monétaire suisse et des épisodes équivalents au Canada. Ainsi, comme la Banque du Canada avec l'arrivée de la désormais célèbre taxe sur les produits et services en 1991, la BNS a vécu les affres de l'introduction d'une taxe à la valeur ajoutée (en 1995) qui a mené, selon le texte de Peytrignet, à une action préventive fort probablement « trop prudente ». Par ailleurs, la BNS semble avoir réagi comme plusieurs autres banques centrales à la crise boursière de 1987 en relâchant sa politique, sans doute au détriment de l'atteinte de sa cible de monnaie centrale ajustée.

En 1990, les banques centrales suisse et canadienne font face à une situation virtuellement identique. Aussi Peytrignet fait-il le constat suivant : « Consciente de ce risque [déflationniste], la BNS avait tenté de relâcher quelque peu le degré de restriction de sa politique monétaire en 1990 déjà. Il était encore trop tôt. La réaction sur le marché des changes fut immédiate. Le franc suisse se déprécia fortement [...] » (p. 242). La Banque du Canada a connu des circonstances très semblables lorsqu'en janvier 1990, elle essaya de provoquer une baisse de 29 points de base de son taux d'escompte, alors que les marchés ne l'avaient pas anticipée. La chute du dollar fut telle qu'il fallut relever très fortement les taux d'intérêt. Il semble

1. Voir à ce sujet Courchene (1981) et Howitt (1985).

bien que le ciblage monétaire de la BNS n'ait pas été une panacée contre ce genre de circonstances.

Finalement, on peut souligner la très grande ressemblance des décisions prises par les deux banques centrales qui, en 1975, avaient toutes deux adopté une cible monétaire intermédiaire définie en fonction de l'agrégat M1 afin de combattre une inflation record[2]. Dans les deux cas, le choix de M1 se justifiait par la contrôlabilité de cet agrégat et par son lien présumé avec l'inflation[3]. En Suisse comme au Canada, l'expérience semble porter ses fruits jusqu'en 1978, mais les choses se gâtent à partir de 1979, année où M1 commence à se comporter de manière instable[4].

Bien qu'on puisse jusqu'ici observer un certain parallèle entre les deux situations, les leçons tirées par les deux banques centrales de l'insuccès de cette expérience de ciblage monétaire furent cependant très différentes : la BNS s'empressa dès 1980 de redéfinir des cibles monétaires en adoptant un nouvel agrégat monétaire, la monnaie centrale ajustée. Au Canada, l'impression laissée par l'expérience fut tellement douloureuse que, non seulement la Banque du Canada abandonna le ciblage monétaire, mais les agrégats monétaires furent relégués dans l'ombre de la politique au moins pour quelques années[5]. Une telle différence d'attitude face à l'utilisation des agrégats monétaires dans le processus de la politique réside-t-elle dans les facteurs qui distinguent le contexte économique et monétaire suisse du contexte canadien?

---

2. Il est intéressant de noter que le taux « intolérable » d'inflation en Suisse en 1975 était de 6,7 %, alors qu'il avoisinait les 12 % au Canada. Notons toutefois que, dans la turbulence de la fin du régime de changes fixes, le taux d'inflation suisse avait culminé à 11,9 % en décembre 1973.

3. Il convient cependant de souligner que la contrôlabilité de M1 en Suisse passait par la base monétaire et le multiplicateur, alors qu'au Canada, le contrôle de M1 se faisait le long d'une demande qu'on présumait stable.

4. Avec une inflation de 1 %, le succès anti-inflationniste de la politique monétaire suisse fut cependant plus convaincant, alors que le taux d'inflation était de plus de 8 % au Canada en 1978. Par ailleurs, bien que l'instabilité de la demande de M1 ait pu conduire la BNS à préférer la monnaie centrale à M1 comme agrégat-cible de la politique monétaire suisse en 1980, Peytrignet nous explique bien que c'est d'abord et avant tout la forte appréciation du franc suisse dès 1978 qui a conduit à l'abandon temporaire du ciblage monétaire par la BNS en 1978 et 1979.

5. En fait, ils ne firent officiellement leur réapparition qu'en 1988 à la faveur de l'étude de Hostland et coll. (1988) sur les mérites respectifs de 46 agrégats monétaires différents. Mais l'étude ne faisait que commenter les qualités d'indicateurs des agrégats, sans pour autant présenter une conclusion précise sur l'utilisation des agrégats dans le processus de la politique monétaire.

Des différences marquantes

Une première différence notable entre les deux contextes est le fait que, selon le texte de Peytrignet, la stabilité des prix est l'objectif ultime de la politique monétaire suisse depuis déjà les années 1930, ce qui fait certainement de la BNS un précurseur de la plupart des autres banques centrales en cette matière. De plus, grâce au soutien populaire dont jouit cet objectif, la BNS peut depuis longtemps se permettre d'adopter une interprétation relativement rigoureuse de cette philosophie, qualifiant d'intolérable un taux d'inflation de 6,7 % en 1975 et établissant le succès en termes de stabilité des prix à des taux nettement inférieurs à 1 % sur l'ensemble de la période analysée.

Dans le contexte d'une telle pérennité de l'objectif de stabilité des prix, on a de la difficulté à concevoir que la BNS puisse être aux prises avec des problèmes de crédibilité de sa politique face à des pressions inflationnistes ou même parfois déflationnistes, d'autant plus qu'elle s'est dotée d'un point d'ancrage sous la forme d'objectifs monétaires intermédiaires. Mais c'est pourtant le cas. Selon cette expérience, le ciblage monétaire n'aurait pas été d'un grand secours face à des chocs qui viennent modifier les anticipations. Mais au fil du récit de Peytrignet, on a rapidement l'impression que le problème réside dans le fait que l'expérience du ciblage monétaire en Suisse au cours des 24 dernières années a peut-être été dénaturée non seulement par les nécessaires périodes de transition qui ont donné lieu à des changements de l'agrégat visé ou dans le processus de ciblage monétaire, mais encore par les changements successifs (obligés?) de la primauté donnée à divers objectifs tels le taux de change (1978-1979, 1990), la stabilité des prix (1980-1981, 1995-1999) ou l'agrégat monétaire cible (autres périodes). De plus, la description des divers épisodes pendant lesquels primait le ciblage monétaire fait voir que les objectifs intermédiaires étaient généralement interprétés de manière relativement souple par la BNS et que les résultats ont été très variables. Il se peut qu'ainsi, les agrégats monétaires ciblés aient perdu aux yeux du public ou des marchés leur rôle d'outil de communication ou même d'ancre nominale crédible. Étant donné la pérennité de l'objectif ultime de stabilité des prix poursuivi par la politique monétaire suisse, on se demande en fait s'il n'aurait pas été préférable dans les circonstances d'ancrer tout le système sur une cible d'inflation (ou de niveau de prix) plutôt que de risquer de trahir ainsi l'esprit du ciblage monétaire.

Cette idée se trouve d'ailleurs renforcée lorsqu'on constate, en observant l'épisode de transition de la fin des années 1980, que les délais entre la monnaie et l'inflation semblent particulièrement longs en Suisse, du moins à cette époque. Ainsi, selon le texte, l'inflation de la période

s'étendant jusqu'à 1992 et même, si on y regarde de plus près, jusqu'à 1993, trouve sa source « dans une création monétaire excédentaire qui eut lieu dans les années 1986-1987 » (p. 236). Cependant, comme la croissance de la monnaie centrale ajustée est de moins de 3 % pour ces deux années, il faut, pour comprendre cette affirmation, se tourner vers le comportement de M3 (Figure A2.5 du texte), dont la croissance prend effectivement une ampleur certaine (environ 11 %) particulièrement en 1987-1998, mais retombe aussitôt après. À moins que nous ne disposions pas dans le texte de Peytrignet de l'information nécessaire pour pouvoir juger correctement de ces circonstances, il faut conclure que le processus de la politique monétaire en Suisse doit être très particulier pour qu'une si courte période d'expansion monétaire puisse avoir des effets s'étendant sur une période de près de six ans. Dans ce contexte, l'utilisation des cibles monétaires s'avère tout particulièrement héroïque, puisqu'il demande à la politique monétaire de fonctionner dans un cadre prospectif déraisonnablement long.

La dernière différence significative qui, celle-là, a probablement favorisé la durée de l'utilisation des cibles intermédiaires monétaires en Suisse, est le long retard dans l'apparition des innovations financières, du moins par rapport à l'expérience canadienne en cette matière. Selon le texte de Peytrignet, les premières manifestations des innovations financières se sont fait sentir vers la fin des années 1980 et elles semblent s'être limitées aux méthodes techniques de détention des réserves par les banques commerciales, qui permettaient à ces dernières de réduire le montant des réserves qu'elles doivent détenir. Ce n'est ensuite qu'en 1996 qu'une nouvelle vague d'innovations financières fait perdre à l'agrégat monétaire visé, la monnaie centrale désaisonnalisée, son rôle d'indicateur ou d'objectif intermédiaire. Quand on se place dans une optique canadienne, selon laquelle c'est déjà à la fin des années 1970 que l'on a vu une succession de vagues d'innovations monétaires et financières importantes[6], on ne peut qu'être surpris d'un tel retard. Peut-être la différence réside-t-elle dans le fait que la BNS visait un agrégat monétaire tellement étroit qu'elle n'avait pas à se préoccuper des innovations financières touchant les agrégats plus larges. Mais, si c'est le cas, il aurait été utile que Peytrignet le précise dans son texte ou, sinon, qu'il informe le lecteur sur les particularités du cadre réglementaire qui ont pu faire en sorte que si peu d'innovations financières (ou des innovations financières d'une envergure si faible) affectent le processus monétaire suisse. Il va sans dire que le ciblage monétaire est beaucoup plus difficile dans un contexte où les agrégats monétaires doivent sans cesse être modifiés pour tenir compte des innovations technologiques ou financières importantes.

---

6. Voir, par exemple, le texte sur ce sujet présenté à ce colloque par Aubry et Nott.

Conclusion

En guise de conclusion, on peut dire que le texte de Peytrignet nous permet de constater, une fois de plus, que la politique monétaire est un exercice difficile pour lequel il faut pouvoir se doter non seulement d'un solide cadre théorique, mais aussi d'une bonne dose de pragmatisme. Comme nous le savons bien au Canada, l'exercice s'avère tout particulièrement pénible dans le cadre d'une petite économie ouverte où il semble toujours difficile de se résoudre à tolérer une plus grande variabilité du taux de change pour ne se concentrer que sur l'objectif ultime de stabilité des prix. Comme on ne peut généralement pas se permettre de négliger les effets des mouvements brusques du taux de change, la conduite et l'interprétation de la politique monétaire deviennent encore plus complexes, car les considérations d'ordre tactique et stratégique deviennent alors difficiles à départager.

La BNS a été un précurseur dans l'adoption de la stabilité des prix comme objectif ultime de la politique monétaire. Le texte de Peytrignet souligne bien, par sa description de l'expérience de la fin des années 1970, à quel point il est difficile d'atteindre isolément un tel objectif. Cette analyse illustre particulièrement bien comme il pourrait être difficile pour le Canada de garder le cap sur la stabilité des prix si la politique monétaire américaine n'arrivait plus à contenir les pressions inflationnistes aux États-Unis.

Vu la longue expérience qu'ils ont de l'objectif de stabilité des prix, les Suisses sont bien placés pour affirmer l'importance, dans ce contexte, de l'adoption d'une ancre nominale pour la politique monétaire. Cette ancre nominale doit, on le voit dans l'analyse de Peytrignet, être bien annoncée et claire pour tous. L'expérience suisse en a été une où le point d'ancrage de la politique monétaire a été l'adoption d'objectifs intermédiaires monétaires. L'apparition tardive des innovations monétaires et financières a certainement facilité la tâche de la BNS à cet égard et c'est sans doute pour cela que les Suisses ont pu poursuivre si longtemps cette expérience à saveur monétariste. Que les objectifs intermédiaires aient été définis sur une base annuelle ou sur une base pluriannuelle, que l'agrégat retenu ait été M1 (par l'entremise de la base monétaire), la monnaie centrale, la monnaie centrale ajustée (désaisonnalisée ou non) ou, plus récemment, M3, les agrégats monétaires ont toujours eu une place dans la formulation de la politique monétaire suisse des 24 dernières années. Peytrignet nous affirme même qu'ils seront présents dans la formulation de cette politique après 1999. La BNS a tenu à les retenir dans la formulation de sa politique monétaire parce que, semble-t-il, ils sont utiles.

Cependant, l'analyse de cette longue expérience de ciblage monétaire montre aussi qu'il n'a pas toujours été facile de garder le cap et que la BNS a souvent dû se résoudre à changer la primauté accordée à ses différents

objectifs. Comme nous l'avons déjà souligné dans ces commentaires, on se demande parfois s'il n'aurait pas été plus simple pour la BNS de passer, comme mes collègues de la Banque du Canada le prônent de manière si enthousiaste, à une simple cible d'inflation.

Cela dit, peut-on vraiment se permettre de soulever des critiques à l'égard d'une banque centrale qui, comme le montre la Figure A2.8 du texte, a dans l'ensemble obtenu des résultats généralement beaucoup plus satisfaisants du point de vue de l'inflation que les autres banques centrales au cours du dernier quart de siècle? Leurs succès ne sont sans doute pas étrangers au fait que les gens de la BNS ont toujours compris que les agrégats monétaires, à tout le moins comme indicateurs, véhiculent une information utile pour la conduite de la politique monétaire et qu'il ne faut pas les négliger. Espérons que les résultats de ce colloque nous permettront de conclure qu'il est possible de réhabiliter l'usage des agrégats monétaires dans des contextes institutionnels comme celui du Canada.

Bibliographie

Aubry, J.-P. et L. Nott. (2000). « La mesure de la monnaie de transaction dans un monde caractérisé par l'innovation financière ». *In* : *La monnaie, la politique monétaire et les mécanismes de transmission*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada en novembre 1999, Ottawa, Banque du Canada, p. 3-40.

Courchene T. J. (1981). *Money, Inflation, and the Bank of Canada*, Institut C. D. Howe, Montréal.

Hostland et coll. (1988). *An Analysis of the Information Content of Alternative Monetary Aggregates*, Rapport technique n° 48, Ottawa, Banque du Canada.

Howitt, P. (1985). *Monetary Policy in Transition: A Study of Bank of Canada Policy, 1982-1985*, Policy Study n° 1, Institut C. D. Howe, Toronto.

Discussion générale

En réponse au premier commentaire de Chantal Dupasquier, Michel Peytrignet reconnaît qu'en effet la Banque nationale suisse (BNS) n'avait pas atteint ses objectifs annuels dans plus de 50 % des cas. Il ajoute, cependant, qu'en raison des chocs de change et également du fait que M1 et la base monétaire sont sensibles à la variation des taux d'intérêt et ont donc un comportement naturellement anticyclique, il est possible que les objectifs monétaires annuels ne soient pas toujours atteints.

À la question de Dupasquier, qui désire savoir si c'est l'adoption d'une cible monétaire ou d'une cible tout court qui explique le succès de la BNS dans la lutte contre l'inflation, Peytrignet précise que ce qui importe le plus, c'est d'avoir une ancre nominale afin de ne jamais perdre de vue les considérations de long terme dans la prise de décision en matière de politique monétaire.

Pour ce qui est du troisième commentaire de Dupasquier voulant que l'auteur n'ait rien dit de la façon dont la crédibilité de la politique monétaire suisse est intégrée au processus de prise de décision à la BNS, Peytrignet soutient que la question de la crédibilité de la BNS était au cœur de la décision de passer des objectifs monétaires annuels à des objectifs pluriannuels.

Compte tenu de la récession des années 1990 en Suisse, Dupasquier est d'avis que l'inflation aurait dû se replier davantage. Michel Peytrignet estime que cela est difficile à prouver, car les taux d'intérêt allemands se sont mis à monter presque parallèlement aux taux suisses après la réunification, ce qui a eu pour effet d'atténuer les effets restrictifs de la politique monétaire suisse. En effet, cette évolution des taux d'intérêt a entraîné une faiblesse du franc, qui a alimenté l'inflation importée.

* Le présent sommaire a été rédigé par Denise Côté.

Concernant la durée de la récession qu'a subie l'économie helvétique durant les années 1990, le conférencier ajoute qu'il ne faut pas oublier qu'outre la politique monétaire restrictive de la BNS, l'économie suisse devait s'adapter aux chocs suivants : la fin de la bulle dans le secteur de la construction dans les années 1980, le début d'une série de restructurations de pans entiers de l'économie suisse, l'appréciation du franc suisse en 1995 non combattue par la BNS et la faiblesse de la demande de biens et services dans les pays européens qui devaient se conformer aux critères du Traité de Maastricht avant l'adoption de la monnaie unique.

En réponse à la question relative à l'orientation de la BNS en l'an 2000, Peytrignet indique que la BNS est en train de modifier sa conception de la politique monétaire pour les années 2000 et suivantes et que sa nouvelle conception sera communiquée en décembre 1999.

Daniel Racette soutient qu'il faudrait mieux expliquer pourquoi la création monétaire excédentaire qui a eu lieu dans les années 1986 et 1987 n'a produit ses effets qu'en 1989 et dans les années suivantes. Peytrignet précise que le retard moyen entre la création monétaire et l'inflation est de 14 trimestres en Suisse, comme le montre la Figure AI.I de l'étude.

Répondant aux autres commentaires de Racette, Peytrignet confirme que la BNS lutte de manière constante pour garder sa crédibilité face aux multiples chocs inflationnistes tant internes qu'externes que subit l'économie nationale. Le conférencier partage également l'avis de Racette, selon qui la BNS devrait tolérer des variations plus fortes du taux de change. Cependant, il ajoute que, si les variations du taux de change induites par les variables fondamentales de l'économie peuvent être tolérées, il est difficile d'accepter celles induites par le rôle de monnaie refuge du franc suisse lorsque leur ampleur dépasse le seuil du tolérable et menace des secteurs entiers de l'économie. Heureusement que les grands chocs de ce type ont été rares. Finalement, le conférencier reconnaît que les innovations financières ont été plus tardives en Suisse qu'au Canada.

266

La mesure de l'orientation de la politique monétaire

Ben S. C. Fung et Mingwei Yuan

Introduction

Notre propos est d'élaborer un indice quantitatif qui repose sur un processus vectoriel autorégressif (VAR) et soit capable d'exprimer l'orientation de la politique monétaire au Canada. Conformément aux arguments avancés récemment par Blinder (1998), cet indice sera fondé sur l'objectif de maîtrise de l'inflation. Ce choix est de mise si l'on considère qu'au Canada, la politique monétaire vise à maintenir l'inflation dans une fourchette cible de 1 à 3 %. Notre indice variera quantitativement selon que l'orientation de la politique monétaire est trop restrictive, neutre ou trop expansionniste par rapport à l'objectif consistant à maintenir le taux d'inflation constant[1]. Si l'orientation de la politique monétaire est trop restrictive (expansionniste),

1. Nous prenons une inflation constante comme point de repère plutôt que le point médian (2 %) de la fourchette cible actuelle parce que le maintien d'une inflation constante offre plus de souplesse, la Banque étant alors libre de maintenir l'inflation à un niveau déterminé, quel qu'il soit, dans les limites de la fourchette visée. En outre, la fourchette cible a évolué au fil du temps et pourrait changer de nouveau à l'expiration de la période d'application de la fourchette actuelle, à la fin de 2001. Enfin, bien des pays, dont les États-Unis, n'ont pas adopté de cibles explicites en matière d'inflation. Une définition de l'orientation de la politique monétaire qui est axée sur le maintien d'une inflation constante permet de procéder à des comparaisons entre pays.

* Nous tenons à remercier Bob Amano, Jean-Pierre Aubry, Kevin Clinton, Walter Engert, Jack Selody, Greg Tkacz, James Yetman et les participants au colloque pour leurs précieuses observations et suggestions ainsi qu'Ilian Mihov, qui nous a prêté l'un de ses programmes.

l'inflation finira par diminuer (augmenter). Autrement dit, une politique monétaire neutre est compatible avec une inflation constante à moyen terme (Blinder, 1998, p. 33). Une appréciation quantitative de l'orientation de la politique monétaire est utile et importante pour au moins deux raisons. En premier lieu, si elle peut déterminer le degré d'assouplissement ou de resserrement de sa politique monétaire, la Banque du Canada sera mieux à même de déterminer les mesures de politique monétaire qui sont nécessaires au maintien de l'inflation dans la fourchette visée. En second lieu, une évaluation quantitative est importante pour l'étude empirique de la transmission des mesures de politique monétaire dans l'économie.

À l'heure actuelle, l'indice des conditions monétaires (ICM) sert de guide à la Banque dans la conduite de sa politique monétaire. L'ICM est une somme pondérée des variations qu'enregistrent le taux du papier commercial à 90 jours (R90) et l'indice C-6 des cours du dollar canadien pondérés en fonction des échanges commerciaux par rapport à une période de référence déterminée. Le taux d'intérêt a une pondération de trois, et le taux de change une pondération de un. Ces pondérations découlent d'un certain nombre d'études empiriques ayant permis d'estimer l'effet, à un horizon de six à huit trimestres, des variations des taux d'intérêt réels et du taux de change réel sur la demande globale réelle.

L'ICM peut aussi être considéré comme une mesure du caractère plus ou moins restrictif des conditions monétaires par rapport à une période de référence; il ne doit toutefois pas être interprété comme un indicateur de l'orientation de la politique monétaire, et ce, pour plusieurs raisons[2]. Premièrement, un tel indicateur ne devrait refléter que les interventions de la banque centrale. Or, l'ICM reflète également les variations des taux d'intérêt et du taux de change qui ne sont pas dues aux interventions de la banque centrale. Par exemple, une baisse du dollar canadien entraînée par une chute des cours des produits de base fera reculer l'ICM si elle ne s'accompagne pas d'une hausse proportionnelle des taux d'intérêt. L'assouplissement des conditions monétaires peut se répercuter, mais pas obligatoirement, sur l'inflation. Si la banque centrale juge la dépréciation du dollar compatible avec le maintien d'une inflation constante à cause de l'effet négatif de la baisse des cours des produits de base sur l'économie, elle n'a pas à réorienter sa politique monétaire. Par contre, si elle conclut que la dépréciation est inflationniste, elle entreprendra de relever les taux d'intérêt et de rééquilibrer l'ICM afin de lutter contre les tensions inflationnistes. Dans ce cas, la réaction de la banque centrale à la dépréciation constituera

2. Le rôle de l'ICM dans la conduite de la politique monétaire est analysé par Freedman (1995). Pour se renseigner sur la mesure que l'ICM fournit des conditions monétaires, consulter les pages 14 à 18 de la livraison de mai 1995 du *Rapport sur la politique monétaire* de la Banque du Canada.

un changement d'orientation, même si elle revêt la forme d'un retour de l'ICM à son niveau antérieur. Deuxièmement, l'ICM ne tient pas compte des autres variables financières susceptibles de jouer un rôle important dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire, par exemple les agrégats monétaires, de sorte que le canal de transmission qui fait appel à la monnaie est laissé de côté. Aussi est-il utile d'élaborer un indice de l'orientation de la politique monétaire qui reflète uniquement les mesures prises par la banque centrale pour agir sur l'inflation et qui tienne compte des autres variables financières importantes.

Une bonne partie des auteurs qui se sont intéressés à la mesure de l'orientation de la politique monétaire ont eu recours à un vecteur autorégressif, dans la foulée du texte fondateur de Sims (1980). Dans le cas des États-Unis, Bernanke et Blinder (1992) ainsi que Sims (1992) considèrent le taux des fonds fédéraux comme un indicateur de cette orientation. Par voie de conséquence, ils interprètent les variations non anticipées de ce taux comme des modifications de la politique de la Réserve fédérale. Christiano et Eichenbaum (1992), qui utilisent aussi un VAR, sont d'avis que le volume des réserves propres est un bon indicateur de l'orientation de la politique monétaire, tandis que Strongin (1995) propose d'utiliser plutôt la portion de la croissance des réserves propres qui est orthogonale à la croissance totale des réserves. Dans le cas du Canada, Armour, Engert et Fung (1996) avancent que les variations non anticipées du taux du financement à un jour, calculées grâce à une décomposition de Choleski, pourraient se révéler un bon indicateur des chocs de politique monétaire. Lorsqu'ils comparent les variations de ce taux aux mesures de politique monétaire décrites dans les rapports annuels de la Banque du Canada, ils constatent que ces variations cadrent avec les objectifs visés par celle-ci dans ses interventions depuis le début des années 1960. Cependant, les variations non anticipées du taux à un jour donnent souvent lieu à des réactions perverses des prix dans un VAR utilisant des données mensuelles lorsqu'on se sert de l'indice des prix à la consommation (IPC) pour mesurer l'inflation. Fung et Kasumovich (1998) constatent que les variations non anticipées de M1 produisent des réactions conformes à celles auxquelles on s'attendrait en cas de choc de politique monétaire, ce qui les amène à conclure que ces variations pourraient être interprétées comme des changements de la politique suivie par la banque centrale. Tout ces auteurs font l'hypothèse qu'une variable financière unique constitue le meilleur indicateur de la politique monétaire. Malheureusement, ils ne s'entendent guère sur la variable qui saisit le mieux l'orientation de cette politique.

Bernanke et Mihov (1998) proposent un modèle VAR qui prend en compte toutes les variables de politique monétaire proposées antérieurement dans le cas des États-Unis à titre de formulations particulières d'un modèle

général. Il n'est pas nécessaire, dans ce cas, de faire l'hypothèse qu'une variable unique constitue le meilleur indicateur de la politique monétaire. Bernanke et Mihov construisent un modèle VAR simple pour représenter le marché des réserves bancaires et s'appuient sur les modalités d'intervention de la banque centrale pour identifier ce modèle. Ils évaluent ensuite les différents indicateurs de l'orientation de la politique monétaire qui découlent des modalités d'intervention en testant les restrictions de suridentification imposées. Dans un dernier temps, ils s'inspirent d'une version du modèle qui est exactement identifiée pour élaborer un indice global de l'orientation de la politique monétaire qui combine sous une forme linéaire toutes les variables de politique entrant dans le VAR. Cette méthode a été appliquée à l'Allemagne (Bernanke et Mihov, 1997) et à l'Italie (De Arcangelis et Di Giorgio, 1998).

Dans la présente étude, nous appliquons la méthode de Bernanke et Mihov (1998) au Canada. Nous faisons l'hypothèse que l'orientation de la politique monétaire est une variable non observée à une dimension, qui réagit à l'évolution de l'inflation et détermine cette dernière. L'orientation de la politique monétaire, bien que non observée, se révèle dans le comportement d'un ensemble de variables financières observées, que nous appellerons variables ou indicateurs de politique monétaire. Ces variables subissent l'influence directe de la politique monétaire au cours d'une période. Lorsqu'on veut mesurer l'orientation de la politique monétaire, la question cruciale est alors de déterminer les variables à prendre en considération.

Nous retenons quatre variables financières, soit M1, l'écart entre les taux d'intérêt à court terme et à long terme, le taux du financement à un jour et le taux de change, et ce, pour les raisons suivantes[3]. En premier lieu, étant donné que les réserves obligatoires ont été éliminées en 1994 au Canada, le modèle dont Bernanke et Mihov se servent pour représenter le marché des réserves n'est pas directement applicable. Il serait possible de remplacer les réserves par les réserves excédentaires ou les avances de la Banque du Canada aux banques à charte et de se concentrer sur le taux à un jour à titre d'instrument d'intervention. Cependant, la mise en place du système de transfert de paiements de grande valeur (STPGV) en février 1999 complique l'opération, puisque les réserves excédentaires ou les avances sont voisines de zéro à la fin de chaque jour. En raison de ces facteurs, nous utilisons le marché des avoirs compris dans M1 plutôt que le marché des réserves bancaires. Selon les études fondées sur des VAR dont il a été question plus

3. Parce qu'il n'est pas axé sur le marché des réserves, ce modèle peut être appliqué aux pays où il n'existe pas de réserves obligatoires ou dans lesquels les réserves ne sont pas un rouage important du mécanisme de transmission.

haut, M1 véhicule une information utile sur l'orientation de la politique monétaire. Laidler (1999) propose donc d'employer un agrégat mesurant la monnaie de transaction, tel que M1, pour obtenir de l'information sur cette orientation. En deuxième lieu, nous avons recours à l'écart de taux d'intérêt, plus précisément la différence entre un taux à court terme et un taux à long terme, car des études antérieures ont montré que l'écart de taux constituait un bon indicateur avancé de la croissance de la production et reflétait bien l'orientation de la politique monétaire. En troisième lieu, nous considérons que le taux à un jour est l'instrument d'intervention de la banque centrale, conformément au cadre qui régit la conduite de la politique monétaire au Canada. En outre, il ressort d'un grand nombre d'études récentes qu'un taux d'intérêt à très court terme traduit bien l'orientation de la politique monétaire. En quatrième et dernier lieu, nous retenons le taux de change, comme De Arcangelis et Di Giorgio (1998), parmi les indicateurs possibles de la politique monétaire, du fait que le Canada est une petite économie ouverte et que cette variable joue un rôle important dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire canadienne. En un mot, ces quatre variables seraient des indicateurs utiles de l'orientation de la politique monétaire selon les études effectuées antérieurement.

Après avoir estimé le modèle, nous élaborons un indice de l'orientation de la politique monétaire qui inclut à la fois les composantes endogène et exogène de cette politique. Cet indice revêt la forme d'une combinaison linéaire des quatre variables de politique qui composent le modèle. Nous nous en servons pour étudier la politique globale de la Banque du Canada, par exemple la mesure dans laquelle celle-ci tolère divers types de choc. Avant cela, toutefois, nous jugeons utile d'examiner les variations non anticipées exogènes de notre indice de l'orientation de la politique monétaire. En analysant les profils de réaction à ces variations, mises sous forme orthogonale, nous pouvons nous faire une idée de la réaction dynamique des autres variables du VAR aux chocs de politique monétaire. Nous constatons que les résultats sont conformes aux effets attendus d'un choc de politique monétaire; c'est-à-dire que, après un assouplissement de la politique monétaire, le taux d'intérêt et l'écart de taux diminuent, la production et le niveau des prix augmentent et le dollar canadien se déprécie par rapport au billet vert. Nous constatons aussi que la série temporelle des chocs de politique monétaire cadre avec le comportement historique de la composante exogène de cette politique du point de vue de la maîtrise de l'inflation. Ces résultats donnent à penser que les fluctuations orthogonalisées de notre indice de l'orientation de la politique monétaire sont bel et bien assimilables à des chocs de politique monétaire. Si nous comparons les variations de l'indice de l'orientation monétaire à celles du taux d'inflation et du taux de croissance de la production, nous observons que l'orientation de la politique monétaire est compatible, grosso modo,

avec l'évolution de l'inflation depuis les années 1970. D'après les pondérations estimées pour chacune des quatre variables de politique monétaire considérées, il semble que ce soit le taux à un jour qui reflète le mieux l'orientation de la politique monétaire.

Voici le plan de l'étude. La section qui suit décrit le modèle VAR utilisé. Le modèle qui sert à représenter le marché de la monnaie et les restrictions d'identification sont exposés à la deuxième section. La section suivante traite des données et de la méthode d'estimation. Quant à la quatrième section, elle présente les résultats obtenus. La dernière partie renferme nos conclusions et propose des pistes de recherche pour l'avenir.

1 L'élaboration du modèle VAR

Nous suivons la méthode préconisée par Bernanke et Mihov (1998). Supposons que la « vraie » structure économique soit représentée par le modèle dynamique linéaire non restreint suivant[4] :

$$Y_t = \sum_{i=0}^{k} B_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} C_i P_{t-i} + A^y V_t^y, \tag{1}$$

$$P_t = \sum_{i=0}^{k} D_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} G_i P_{t-i} + A^p V_t^p, \tag{2}$$

où B_i, C_i, A^y, D_i, G_i et A^p sont des matrices carrées de coefficients. Les équations (1) et (2) répartissent les variables étudiées en deux groupes : celui des variables de politique monétaire (P) et celui des autres variables (Y). Le premier ensemble comprend les variables qui pourraient servir d'indicateurs de l'orientation de la politique monétaire, par exemple les taux d'intérêt à court terme. La banque centrale n'a pas forcément la maîtrise totale des variables de politique monétaire, car ces dernières subissent également l'influence d'autres chocs; elle peut cependant exercer une influence appréciable sur ces variables durant la période en cours. Prenons l'exemple du taux de change : quand la banque centrale, dans le cadre de la conduite de la politique monétaire, établit le taux d'intérêt à court terme, elle tient compte de la réaction contemporaine du taux de change et des effets induits sur l'économie. Les variables qui ne ressortissent pas à la politique monétaire englobent d'autres variables macroéconomiques comme la production et les prix, dont nous souhaitons examiner la réaction aux chocs de politique monétaire. Dans ce système, chaque variable peut dépendre des

4. Les majuscules désignent les vecteurs ou les matrices de variables ou de coefficients; les minuscules indiquent des scalaires.

valeurs courantes ou retardées (de k périodes au maximum) de n'importe quelle autre variable du système. Les vecteurs V^y et V^p sont des perturbations « structurelles » ou « primitives » non corrélées entre elles.

La plupart des études qui ont été consacrées récemment à la mesure de l'orientation de la politique monétaire au moyen d'un modèle VAR ne prenaient en considération qu'une variable, qui était censée a priori receler toute l'information pertinente; c'est-à-dire que P était un scalaire, disons p, plutôt qu'un vecteur. Dans ce cas, l'équation (2) peut être exprimée sous la forme

$$p_t = \sum_{i=0}^{k} D_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} g_i p_{t-i} + v_t^p, \qquad (3)$$

formulation qui peut être interprétée comme [illegible] fonction de réaction de la politique monétaire. La banque centrale ét[illegible] sa politique après avoir observé les autres variables qui sont représentées par les deux premiers termes de l'équation (3). Le terme v_t^p est la variation (non anticipée) orthogonalisée de p_t et représente le choc exogène de politique monétaire. Par conséquent, l'indicateur unique de la politique monétaire, p, se compose d'un élément endogène, qui décrit la réaction de la banque centrale à l'état de l'économie, et d'un élément exogène.

Pour exprimer l'orientation de la politique monétaire américaine au moyen d'une variable unique, Bernanke et Blinder (1992) ont recours au taux des fonds fédéraux; Christiano et Eichenbaum (1992) retiennent plutôt les réserves propres, tandis que Kim (1999) se sert de M1. Dans le cas de la politique monétaire canadienne, Armour, Engert et Fung (1996) analysent le taux à un jour, Fung et Gupta (1997) étudient le taux à un jour et l'excédent des réserves-encaisse, alors que Fung et Kasumovich (1998) se penchent sur M1. Une technique simple permettant de déterminer les effets des chocs de politique monétaire sur les autres variables consiste à supposer qu'il existe un ordre de causalité récursif entre les variables du VAR. On fait par exemple l'hypothèse que les chocs de politique monétaire ne se répercutent pas sur les variables non liées à la politique monétaire au cours de la même période à cause, par exemple, de coûts d'ajustement — autrement dit, les éléments du vecteur C_0 sont tous égaux à zéro. Une fois le VAR estimé, une décomposition de Choleski de la matrice de covariance permet d'obtenir une série estimée du choc exogène de politique monétaire v_t^p. Les fonctions de réaction de toutes les variables au choc de politique monétaire sont ensuite calculées et analysées.

Nous considérons ici le cas où aucun indicateur de la politique monétaire n'est meilleur que tous les autres — ou le cas où, même si un tel

indicateur existe, nous ne le connaissons pas avec certitude. Dans la méthode de Bernanke et Mihov (1998), il n'est pas nécessaire de supposer qu'il existe un tel indicateur, car P peut comporter plus d'un élément. Cette méthode fait appel à une estimation des modalités d'intervention de la banque centrale pour définir l'orientation de la politique monétaire à partir d'un ensemble d'indicateurs de cette dernière. Elle permet aussi d'examiner les cas où la banque centrale recourt à des modalités hybrides — par exemple lorsqu'elle a une cible de taux d'intérêt et s'attache aussi à régulariser les fluctuations du taux de change. Dans ce cas, et le taux d'intérêt et le taux de change fournissent de l'information sur l'orientation de la politique monétaire, mais ces deux variables peuvent aussi subir l'influence de variations de la demande ou d'autres chocs. Même s'il existe un indicateur supérieur à tous les autres, cette méthode nous permet d'établir lequel au moyen de critères statistiques.

Dans le cas où P compte plus d'un élément, supposons qu'une composante de l'ensemble de chocs v_t^p dans l'équation (2) est un choc de politique monétaire, noté v_t^p. Afin d'identifier v_t^p et les réactions dynamiques à ce choc, nous faisons de nouveau l'hypothèse que les variations non anticipées des variables de politique monétaire ne se répercutent pas sur les autres variables durant la période courante, c'est-à-dire que $C_0 = 0$. Supposons maintenant que nous fassions passer les termes contemporains Y_t et P_t du côté gauche afin de transformer le système constitué par les équations (1) et (2) en un VAR à forme réduite. U_t^y désigne les résidus du VAR correspondant à l'ensemble Y, et U_t^p la composante des résidus correspondant à l'ensemble P, qui est orthogonal à U_t^y. Les équations (1) et (2) peuvent alors être réexprimées sous la forme d'un VAR à forme réduite :

$$Y_t = \sum_{i=1}^{k} H_i^y Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} H_i^p P_{t-i} + U_t^y, \tag{4}$$

$$P_t = \sum_{i=1}^{k} J_i^y Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} J_i^p P_{t-i} + [(I - G_0)^{-1} D_0 U_t^y + U_t^p]. \tag{5}$$

Supposons que nous estimions les équations (4) et (5) au moyen des méthodes VAR habituelles, avant d'extraire la composante du résidu de l'équation (5) qui est orthogonale à l'équation (4), notée U_t^p. En comparant

les équations (4) et (5) au modèle constitué des équations (1) et (2), on peut facilement démontrer que U_t^p est lié à V_t^p par la formule suivante[5] :

$$U_t^p = (I - G_0)^{-1} A^p V_t^p. \tag{6}$$

L'équation (6) peut être réécrite, si nous laissons tomber les indices et les exposants, sous la forme

$$U = GU + AV. \tag{7}$$

L'équation (7) est un processus VAR structurel type qui rattache les résidus du VAR observables U aux chocs structurels non observés V. Ce système peut être estimé et identifié par les méthodes usuelles. Étant donné les valeurs estimées des paramètres, nous pouvons remonter aux chocs structurels, V_t^p, y compris le choc exogène de politique monétaire v^s, en inversant l'équation (6) :

$$V_t^p = (A^p)^{-1}(I - G_0)U_t^p. \tag{8}$$

Nous pouvons alors examiner la réaction dynamique de toutes les variables au choc de politique monétaire au moyen des profils de réaction associés. Étant donné que nous cherchons principalement à déterminer l'orientation de la politique monétaire, cette méthode nous permet de nous concentrer sur les restrictions d'identification de l'ensemble des variables de politique monétaire en modélisant l'équation (6). Pour identifier cet ensemble de variables, nous recourons à un modèle du marché de la monnaie afin d'imposer des restrictions aux paramètres des variables de politique monétaire. Pour identifier l'ensemble des variables non liées à la politique monétaire dans l'équation (5), nous leur imposons un ordre de causalité récursif et posons que A^y est une matrice diagonale. Autrement dit, si la production vient au premier rang dans l'ordre de ces variables, elle ne réagira durant la période courante à aucune des autres variables, que celles-ci soient liées ou non à la politique monétaire.

---

5. Les résidus du VAR à forme réduite et les chocs structurels présentent la relation suivante :

$$\begin{bmatrix} I^y & 0 \\ B_{21} & I^p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} U_t^y \\ U_t^p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11} & 0 \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_t^y \\ V_t^p \end{bmatrix},$$

où I^p et I^y sont des matrices unité, $B_{21} = (I - G_0)^{-1} D_0$, $A_{11} = (I - B_0)^{-1} A^y$, $A_{21} = ((I - G_0)^{-1} D_0 (I - B_0))^{-1} A^y$, et $A_{22} = (I - G_0)^{-1} A^p$. Nous pouvons identifier l'ensemble des variables non liées à la politique monétaire en décrétant que A_{11} est une matrice triangulaire inférieure lorsque les variables de Y obéissent à un ordre de causalité récursif. L'ensemble des variables de politique monétaire est identifié par l'imposition à A_{22} des restrictions convenables, dont il sera question à la section suivante. On peut facilement démontrer que $U_t^y = (I - B_0)^{-1} A^y V_t^y$ et $U_t^p = (I - G_0)^{-1} A^p V_t^p$.

Étant donné les coefficients estimés du VAR, nous pouvons également obtenir le vecteur de variables suivant :

$$(A^P)^{-1}(I - G_0)P, \tag{9}$$

c'est-à-dire une combinaison linéaire des indicateurs de politique monétaire P. Les variations VAR orthogonalisées des variables décrites par l'équation (9) correspondent aux chocs structurels V dans l'équation (8), et l'une de ces variables a cette propriété que ses variations VAR correspondent aux chocs de politique monétaire. La meilleure façon de le voir consiste à envisager le cas où P contient une seule variable, par exemple le taux du financement à un jour. Dans ce cas, le taux en question est un indicateur de l'orientation de la politique monétaire, et les modifications non anticipées, mises sous forme orthogonale, du taux à un jour correspondent aux chocs exogènes de politique monétaire. Lorsque P est un vecteur des variables de politique monétaire, la combinaison linéaire estimée des variables comprises dans P peut servir à mesurer l'orientation de la politique monétaire — en tenant compte à la fois des éléments endogènes et exogènes de cette dernière — et une variation de cette mesure représente le choc exogène de politique monétaire. Dans les sections suivantes, nous examinerons les profils de réaction à une modification de l'orientation de la politique monétaire afin d'établir s'ils s'accordent avec l'idée que nous nous faisons des effets d'une intervention de la banque centrale. Nous comparerons également notre indice de l'orientation de la politique monétaire aux variations de l'inflation et à la croissance de la production.

2 Le modèle

Lorsqu'on veut appliquer la méthode de Bernanke et Mihov, il faut avant toute chose déterminer les variables à inclure dans l'ensemble des variables de politique monétaire. Étant donné qu'ils modélisaient le marché des réserves bancaires aux États-Unis, Bernanke et Mihov (1998) avaient retenu uniquement les variables relatives à ce marché, telles que l'ensemble des réserves, les réserves propres et le taux des fonds fédéraux, parmi les variables de politique. Appliquant une stratégie analogue au cas de l'Allemagne, Bernanke et Mihov (1997) avaient incorporé à leur modèle le total des réserves, le crédit lombard, le taux des prêts à vue et le taux lombard. Au Canada, le marché à un jour des réserves et des autres fonds à très court terme n'a cessé d'évoluer depuis les années 1950 — voir par exemple Lundrigan et Toll (1998). L'un des changements les plus notables du point de vue de notre étude est l'élimination progressive des réserves obligatoires de 1991 à 1994. De plus, la mise en place du STPGV en février 1999 a entraîné d'autres modifications sur le marché des fonds à un jour, ce

qui en complique la modélisation. Par exemple, les avances de la Banque du Canada aux adhérents sont voisines de zéro en fin de journée. Il ne convient donc pas d'appliquer directement au Canada le modèle du marché des réserves employé dans les études antérieures.

Afin de l'adapter au cas du Canada, nous apportons les modifications suivantes à la méthode proposée par Bernanke et Mihov (1998). En premier lieu, nous ajoutons une équation qui décrit le comportement du taux de change Canada/États-Unis. En second lieu, au lieu d'utiliser des variables représentant les réserves, nous nous tournons vers d'autres variables quantitatives. Un agrégat monétaire tel que M1 paraît tout indiqué parce que, comme on l'a démontré, sa réaction dynamique est conforme aux effets attendus des modifications de la politique monétaire au Canada — voir par exemple Fung et Kasumovich (1998). Nous substituons donc le marché des avoirs compris dans M1 au marché des réserves. L'idée est de modéliser les relations contemporaines entre les variables de politique monétaire, comme il en a été question à la section précédente. Les variables envisagées à ce titre sont le taux des fonds à un jour (*T1J*), l'offre réelle de monnaie (*M*), définie par M1 corrigé de l'IPC, l'écart de taux (*ET*), c'est-à-dire l'écart entre R90 et le taux de rendement des obligations à 10 ans ou plus du gouvernement canadien, et le taux de change (*TXCH*). Le taux à un jour est considéré comme l'instrument d'intervention de la Banque. Nous avons pu constater que toutes ces variables recelaient de l'information utile sur la politique monétaire et subissaient l'influence de cette dernière de façon contemporaine. Le modèle, formulé de manière à faire ressortir les chocs, se présente ainsi[6] :

$$\text{Demande de monnaie : } u_M = -\beta u_{ET} + v^d \qquad (10)$$

$$\text{Offre de monnaie : } u_{ET} = \alpha^d v^d + \alpha^s v^s + \alpha^x v^x + v^b \qquad (11)$$

$$\text{Taux à un jour : } u_{T1J} = \phi^d v^d + \phi^b v^b + \phi^x v^x + v^s \qquad (12)$$

$$\text{Taux de change : } u_{TXCH} + \gamma_1 u_M + \gamma_2 u_{ET} + \gamma_3 u_{T1J} = v^x \qquad (13)$$

6. Le vecteur U^p est la composante des résidus du VAR qui correspond à l'ensemble des variables de politique monétaire et est orthogonal aux résidus du VAR représentant l'ensemble des variables non liées à la politique monétaire U^y. L'ensemble des résidus du VAR correspondant aux variables de politique monétaire est égal à une combinaison linéaire des composantes orthogonale et non orthogonale [voir l'équation (5)]. Étant donné qu'on peut obtenir U^p à partir d'une estimation du modèle VAR, nous tenons compte uniquement des variables de politique monétaire dans notre modélisation du marché des avoirs inclus dans M1. Autrement dit, nous nous concentrons sur la modélisation du sous-ensemble de ces variables qui ne réagit pas aux autres variables au cours d'une même période.

L'équation (10) lie la variation non anticipée de la demande de monnaie (négativement) à celle de l'écart de taux ainsi qu'à un choc autonome de la demande de monnaie; elle peut donc être interprétée comme une fonction de demande de monnaie à court terme[7]. Dans l'équation (11), les variations de *ET* déterminent la quantité de monnaie offerte par les banques commerciales. Ces dernières sont censées établir leur offre de monnaie en réaction aux variations de la demande de monnaie (v^d), aux mesures de politique monétaire (v^s) et aux modifications du taux de change (v^x). Le terme v^b est un choc d'offre de monnaie, qui peut être interprété comme une modification du crédit ou un choc sur les marchés financiers. Nous faisons ici l'hypothèse que le volume de la monnaie hors banques est dicté principalement par la demande et que, donc, l'offre de crédit des banques commerciales détermine l'offre de monnaie dans l'économie[8].

L'équation (12) décrit la manière dont la Banque du Canada fixe le taux du financement à un jour. Elle repose sur l'hypothèse que la Banque observe les variations de la demande totale de monnaie, de l'offre de monnaie et du taux de change, et réagit à toutes ces variations au cours de la même période, l'intensité de sa réaction étant indiquée par les coefficients ϕ^d, ϕ^b et ϕ^x. Si nous posons $\phi^d = 0$ par exemple, cela signifie que la Banque neutralise en totalité la variation de la demande de monnaie afin de maintenir constant le taux des fonds à un jour. Le terme v^s représente les modifications exogènes de la politique monétaire que nous cherchons à identifier. L'équation (13) décrit le taux de change en rattachant ses variations non anticipées à celles de toutes les autres variables de politique monétaire. Elle décompose les variations du taux de change en deux éléments : les réactions aux modifications non anticipées des autres variables de politique monétaire et une variation exogène du taux de change.

La relation entre U et V peut s'écrire sous la forme $(I - G)U = AV$ [voir l'équation (7)] :

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_M \\ u_{ET} \\ u_{T1j} \\ u_{TXCH} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha^d & 1 & \alpha^s & \alpha^x \\ \phi^d & \phi^b & 1 & \phi^x \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v^d \\ v^b \\ v^s \\ v^x \end{bmatrix}. \qquad (14)$$

7. Heller et Khan (1979) estiment une fonction de demande de monnaie où entre la totalité de la structure des taux d'intérêt; ils obtiennent des résultats supérieurs à ceux que donnent les fonctions de demande de monnaie classiques.
8. Laidler (1999) étudie le rôle de l'offre de créances monétaires du système bancaire (en termes nominaux) dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire.

Nous pouvons inverser la relation (14) pour déterminer la façon dont le choc de politique monétaire, v^s, dépend des résidus du VAR :

$$v^s = w_M u_M + w_{ET} u_{ET} + w_{T1J} u_{T1J} + w_{TXCH} u_{TXCH}, \tag{15}$$

où

$$w_M = \left[\frac{(\phi^b \alpha^d - \phi^d) + (\phi^b \alpha^x - \phi^x)\gamma_1}{(1 - \phi^b \alpha^s)}\right],$$

$$w_{ET} = \left[\frac{(\phi^b \alpha^d - \phi^d)\beta - \phi^b + (\phi^b \alpha^x - \phi^x)\gamma_2}{(1 - \phi^b \alpha^s)}\right],$$

$$w_{T1J} = \left[\frac{1 + (\phi^b \alpha^x - \phi^x)\gamma_3}{(1 - \phi^b \alpha^s)}\right],$$

et

$$w_{TXCH} = \frac{(\phi^b \alpha^x - \phi^x)}{(1 - \phi^b \alpha^s)}.$$

L'équation (15) montre que le choc de politique monétaire est une combinaison linéaire de tous les résidus du VAR correspondant aux variables de politique monétaire, la pondération de chaque variable étant égale à certaines combinaisons des paramètres du modèle. Nous pouvons élaborer un indice de l'orientation de la politique monétaire à l'aide des mêmes pondérations que dans l'équation (9) pour les variables correspondantes.

Le modèle compte 14 paramètres inconnus (dont 4 qui représentent la variance de chocs), qu'il faut estimer à partir de 10 variances et covariances des résidus. Nous devons donc imposer des restrictions d'identification au modèle. Bernanke et Mihov (1998) recourent à deux stratégies à cette fin. La première consiste à formaliser les modalités d'intervention de la banque centrale, par exemple la poursuite d'une cible de taux d'intérêt, afin de suridentifier le modèle. Celui-ci et les modalités d'intervention proposées peuvent alors faire l'objet d'un test permettant de vérifier la validité des restrictions de suridentification. La seconde stratégie consiste à imposer un nombre de contraintes juste suffisant pour identifier exactement le modèle, ce qui permet de construire un indice de l'orientation de la politique monétaire fondé sur la combinaison linéaire de toutes les variables de politique monétaire.

Nous nous attachons ici uniquement à l'identification exacte du modèle. Nous devons pour cela imposer quatre restrictions supplémentaires. Nous les choisissons de telle manière que les pondérations de chaque variable soient différentes de zéro. Nous évitons aussi d'imposer un trop grand nombre de contraintes aux fonctions de réaction de la banque centrale ou des banques commerciales afin que ces fonctions puissent être déterminées par les données. Par conséquent, nous posons $\gamma_1 = 0$, $\gamma_2 = 0$, $\gamma_3 = 0$ et $\phi^d = 0$[9]. Il en découle que la mesure du choc de politique monétaire s'exprime sous la forme

$$v^s = w_M u_M + w_{ET} u_{ET} + w_{T1J} u_{T1J} + w_{TXCH} u_{TXCH}, \tag{16}$$

où

$$w_M = \frac{\phi^b \alpha^d}{(1 - \phi^b \alpha^s)},$$

$$w_{ET} = \frac{\beta \phi^b \alpha^d - \phi^b}{(1 - \phi^b \alpha^s)},$$

$$w_{T1J} = \frac{1}{(1 - \phi^b \alpha^s)},$$

et

$$w_{TXCH} = \frac{(\phi^b \alpha^x - \phi^x)}{(1 - \phi^b \alpha^s)}.$$

Les trois premières contraintes impliquent que l'évolution non anticipée du taux de change n'est pas liée de façon contemporaine aux changements des autres variables et est donc purement aléatoire. La quatrième signifie que la Banque du Canada neutralise entièrement les chocs de demande de monnaie afin de garder constant le taux des fonds à un jour. La Banque peut cependant tolérer les chocs survenant sur le marché du crédit et les variations du taux de change, selon les valeurs prises par ϕ^b et ϕ^x.

---

9. Nous avons constaté que ces paramètres étaient très voisins de zéro lorsque l'estimation se déroulait librement. La méthode des moments généralisés qui sert ici à l'estimation influe également sur notre choix des contraintes, puisque la matrice de variance-covariance tirée du modèle est aussi fonction des paramètres de celui-ci. Pour pouvoir estimer les coefficients sans contrainte, il faut que tous les éléments de la matrice de covariance soient des fonctions non triviales des paramètres.

3 Les données et l'estimation

Pour procéder à l'estimation du modèle, nous devons spécifier les variables de politique monétaire, *P*, ainsi que celles qui ne sont pas liées à la politique monétaire, *Y*. Dans tous les VAR estimés dans la présente étude, le second groupe comprend les variables suivantes : le PIB réel mensuel au coût des facteurs (*PIB*), l'IPC (*P*) et l'indice des prix mondiaux des produits de base (*PPB*). Ce dernier sert à représenter les variations des tensions inflationnistes qui ne sont pas induites par la politique monétaire et auxquelles la Banque peut choisir de réagir lorsqu'elle formule celle-ci. Les auteurs de nombreuses études faites aux États-Unis ont constaté que l'insertion de *PPB* aidait à régler le problème de comportement des prix (le fait que, après un assouplissement de la politique monétaire, les prix diminuent dans un premier temps au lieu d'augmenter) dont font généralement état les études ayant recours à des processus VAR. Les trois variables sont classées dans l'ordre suivant : *PPB*, *PIB* et *P*. Il est raisonnable de placer *PPB* au premier rang parce que le Canada a une petite économie ouverte, dont l'influence sur les cours mondiaux des produits de base est relativement faible. En outre, une variation de ces cours a un effet immédiat sur l'économie canadienne à cause de l'importance relative du secteur des ressources naturelles au Canada. Nous incluons aussi quelques variables relatives à l'économie américaine, à savoir l'IPC, le PIB et le taux des fonds fédéraux, parmi les variables exogènes afin de représenter la relation étroite qui existe entre les économies du Canada et des États-Unis[10]. Les variables de politique monétaire sont M1, le taux du financement à un jour, le taux de change Canada/États-Unis et l'écart de taux.

Étant donné que le modèle VAR est identifié au moyen de contraintes contemporaines, il vaut mieux utiliser des données mensuelles que trimestrielles, car l'hypothèse d'identification voulant que les chocs de politique monétaire ne se répercutent pas sur l'économie en une seule période est plus difficile à défendre à intervalle trimestriel. Toutes les données canadiennes proviennent de la base CANSIM, sauf *PPB*, qui est l'indice des cours mondiaux des produits de base (carburants exclus) tiré de la publication du Fonds monétaire international intitulée *Statistiques financières internationales*. Toutes les variables du VAR sont exprimées en

---

10. Les variables relatives à l'économie américaine sont importantes parce qu'elles aident à élucider le comportement anormal des prix qui a été constaté dans les travaux consacrés antérieurement aux modifications de la politique monétaire canadienne. L'inclusion de *PPB* ne suffit pas à elle seule à régler ce problème. Les auteurs qui ont étudié récemment les modifications de la politique monétaire en Allemagne (Bernanke et Mihov, 1997) et en Italie (De Arcangelis et Di Giorgio, 1998) se sont heurtés à cette difficulté même lorsque *PPB* est inclus dans le VAR.

niveau et sous forme logarithmique, sauf les taux d'intérêt, qui ne sont présentés qu'en niveau. Nous disposons de données allant de 1961 à mars 1999, mais nous faisons débuter l'estimation en janvier 1971 afin d'éviter le régime de changes fixes qui s'appliquait durant les années 1960. Nous estimons également deux sous-échantillons — l'un allant de janvier 1971 à décembre 1991, et l'autre de janvier 1982 à mars 1999 — pour tenir compte du changement structurel survenu vers 1982 à cause de l'abandon des cibles de croissance monétaire ainsi que de l'adoption de cibles de maîtrise de l'inflation en 1991[11]. Certaines séries sont illustrées à la Figure 1.

Les modèles sont estimés par une méthode des moments généralisés efficace comportant deux étapes[12]. Dans un premier temps, les coefficients du modèle VAR sont estimés par les moindres carrés ordinaires, une équation à la fois. Dans un second temps, les moments d'ordre 2 qui découlent du modèle théorique faisant l'objet de l'estimation sont raccordés à la matrice de covariance des résidus du VAR pour l'ensemble des variables de politique monétaire. Nous incluons 12 retards (un an) dans l'estimation du VAR[13].

4 Les résultats

4.1 Les résultats de l'estimation

L'échantillon total va de janvier 1971 à mars 1999. Les résultats de l'estimation sont présentés à la partie A du Tableau 1. L'élasticité de la demande de monnaie par rapport au taux d'intérêt à court terme, β, est de 0,0025 selon les estimations, mais elle n'est pas significative. Les paramètres de l'équation relative à l'écart de taux (α^d, α^s et α^x) sont tous significatifs. Une valeur positive du paramètre α^d signifie que, en cas de variation positive de la demande de monnaie, le taux d'intérêt à court terme augmente pour rétablir l'équilibre sur le marché monétaire. La valeur de 0,58 estimée pour le paramètre α^s implique que l'écart de taux se creuse de 58 points de base quand le taux à un jour s'accroît de 100 points de base. L'écart de taux ne grimpe pas autant que le taux à un jour à cause des deux effets, qui s'exercent en sens contraire, d'un choc de politique monétaire : un effet de liquidité et un effet sur les attentes d'inflation. Une dépréciation inattendue de la monnaie nationale entraînerait une hausse du

11. Voir aussi la quatrième section.

12. Nous avons également estimé les modèles par la méthode du maximum de vraisemblance; les résultats étaient assez similaires.

13. Le nombre de retards a été déterminé au moyen d'un test du rapport des vraisemblances.

Figure 1
Séries chronologiques utilisées dans les estimations

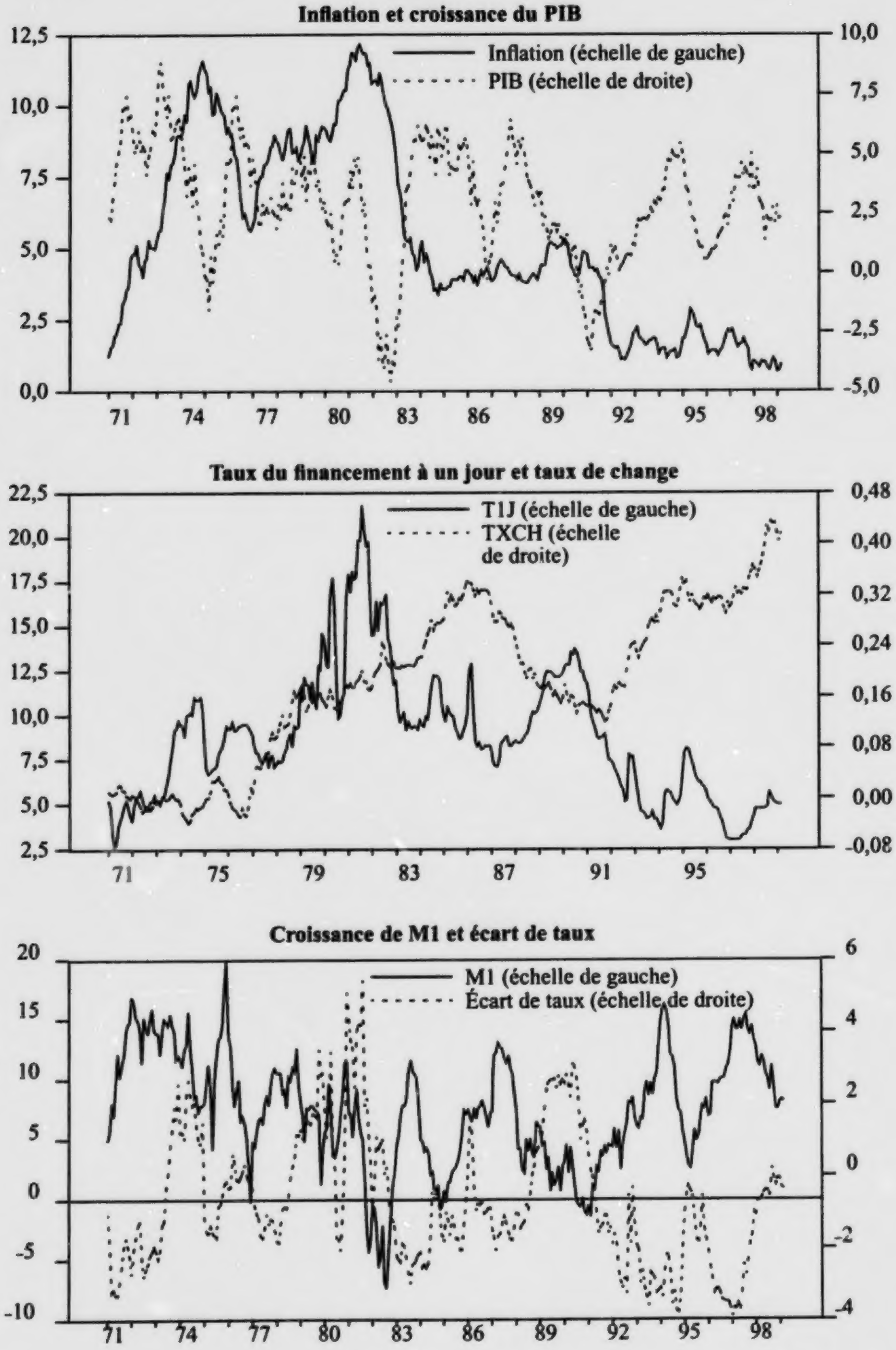


Tableau 1
Résultats de l'estimation

A. Échantillon complet : 1971M1-1999M3

Valeurs estimées des paramètres du modèle structurel ($\phi^d = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$)

β	α^d	α^s	α^x	ϕ^b	ϕ^x
0,0025	9,3397	0,5765	14,8391	– 0,0423	2,6769
(0,0016)	(3,7092)	(0,1100)	(4,1197)	(0,1237)	(3,9931)

Coefficients de pondération retenus dans l'indice de l'orientation de la politique monétaire

w_M	w_{ET}	w_{TIJ}	w_{TXCH}
– 0,2215	0,0392	0,9655	– 3,0835
(1,7560)	(0,1144)	(0,0253)	(4,1713)

B. Sous-échantillon 1971M1-1991M12

Valeurs estimées des paramètres du modèle structurel ($\phi^d = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$)

β	α^d	α^s	α^x	ϕ^b	ϕ^x
0,0010	5,5888	0,5929	9,4496	– 0,0756	– 0,0117
(0,0017)	(4,6977)	(0,0446)	(5,1955)	(0,0467)	(5,2851)

Coefficients de pondération retenus dans l'indice de l'orientation de la politique monétaire

w_M	w_{ET}	w_{TIJ}	w_{TXCH}
– 0,4058	0,0703	0,9574	– 0,6794
(0,4560)	(0,0427)	(0,0266)	(5,4864)

C. Sous-échantillon 1982M1-1999M3

Valeurs estimées des paramètres du modèle structurel ($\phi^d = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$)

β	α^d	α^s	α^x	ϕ^b	ϕ^x
0,0036	18,8656	0,5370	19,5508	– 0,0779	3,4896
(0,0020)	(6,6653)	(0,0713)	(3,7084)	(0,1065)	(4,1283)

Coefficients de pondération retenus dans l'indice de l'orientation de la politique monétaire

w_M	w_{ET}	w_{TIJ}	w_{TXCH}
– 1,4015	0,0623	0,9604	– 4,7102
(1,9500)	(0,0628)	(0,0538)	(4,3158)

Nota : Les paramètres du modèle structurel sont estimés au moyen d'une méthode des moments généralisés efficace à deux étapes. Les écarts-types sont fournis entre parenthèses.

taux d'intérêt à court terme, qui pourrait enrayer la baisse du taux de change ($\alpha^x > 0$).

Les paramètres ϕ^b et ϕ^x de l'équation ayant trait au taux à un jour ne sont pas statistiquement significatifs. Le premier, ϕ^b, saisit la réaction de la banque centrale aux variations non anticipées de l'écart de taux. Une valeur négative de ce paramètre signifie que, si l'écart de taux augmente à cause, par exemple, d'un resserrement inattendu des conditions du crédit, la Banque du Canada abaissera le taux à un jour afin d'injecter des liquidités sur le marché des fonds à très court terme. Si le dollar canadien se déprécie de façon inattendue, la Banque relèvera le taux à un jour, d'où le signe

positif de ϕ^x. Ni ϕ^b ni ϕ^x ne sont significatifs, ce qui porte à croire que la Banque ne réagit généralement pas de manière vigoureuse aux chocs de crédit et de taux de change au cours de la même période. Il se pourrait donc que la règle de détermination de la politique monétaire ne tienne pas compte de l'information contemporaine sur le marché financier. La Banque maintiendrait généralement le taux à un jour au niveau souhaité en fonction des valeurs attendues en début de période.

Les coefficients de pondération estimés pour les quatre variables de politique monétaire w_M, w_{ET}, w_{T1J} et w_{TXCH} sont également présentés à la partie A du Tableau 1. Les valeurs estimées des paramètres sont affectées des signes prévus. Une expansion de la masse monétaire ou une baisse du dollar correspond à un assouplissement de la politique monétaire (coefficient négatif), tandis qu'une hausse du taux d'intérêt à court terme par rapport au taux à long terme ou encore une majoration du taux à un jour représente un resserrement (coefficient positif). D'après la valeur estimée du coefficient de M (– 0,22), une hausse de 1 point de pourcentage de M1 entraîne une réduction de 0,22 point de base de l'indice de l'orientation de la politique monétaire; cependant, l'écart-type de ce coefficient indique que ce dernier n'est pas significatif. La valeur estimée du coefficient du taux de change est de – 3,08, ce qui signifie qu'une dépréciation de 1 cent canadien réduit l'indice de 3,08 points de base. Le coefficient de l'écart de taux est de 0,039 et n'est pas statistiquement significatif. Seul le coefficient du taux à un jour, estimé à 0,97, est statistiquement significatif. Il ressort de ces résultats que le taux à un jour est la variable qui fournit le plus d'information sur l'orientation de la politique monétaire.

Les paramètres issus de l'analyse chronologique se révèlent souvent instables parce que le régime monétaire et la structure financière ne sont pas figés. Au milieu des années 1970, les sérieux problèmes d'inflation que connaissait le Canada ont amené la banque centrale à adopter une politique de « gradualisme monétaire » consistant à maintenir la croissance de M1 à l'intérieur d'une fourchette cible dont les limites seraient progressivement abaissées. Dans l'intervalle, le gouvernement fédéral a imposé un régime de contrôle des salaires et des prix. Le gradualisme monétaire a été abandonné en novembre 1982[14]. En février 1991, la Banque du Canada et le gouvernement fédéral ont adopté ensemble des cibles de maîtrise de

---

14. L'adoption d'une politique de gradualisme monétaire en 1975 a été suivie d'une forte baisse du dollar canadien. La Banque du Canada, en réaction, a durci sa politique davantage qu'il n'était nécessaire pour maintenir M1 dans la fourchette visée. La multiplication des innovations financières a mené à l'abandon des cibles de croissance de M1 en novembre 1982.

l'inflation[15]. Pour toutes ces raisons, il conviendrait de diviser l'échantillon en deux sous-périodes, allant respectivement de janvier 1971 à octobre 1982 et de novembre 1982 à mars 1999. Toutefois, à cause du grand nombre de variables (10) et de retards (12) dans le modèle VAR, l'estimation se heurte à un problème lié au nombre des degrés de liberté. Pour résoudre ce problème, nous retenons plutôt un sous-échantillon allant de janvier 1971 à décembre 1991, qui exclut donc les données relatives aux années postérieures à l'adoption des cibles de maîtrise de l'inflation. Le deuxième sous-échantillon considéré va de janvier 1982 à mars 1999, ce qui exclut la période où la Banque se fixait des cibles monétaires.

Les résultats de l'estimation obtenus pour les deux sous-échantillons sont présentés aux parties B et C du Tableau 1. Nous constatons que la plupart des valeurs estimées des paramètres et des coefficients de pondération sont analogues pour les deux sous-échantillons et l'ensemble de la période d'estimation; les estimations semblent donc varier assez peu selon la période étudiée[16].

4.2 Les réactions aux chocs de politique monétaire

Notre propos général est d'obtenir un bon indicateur de l'orientation de la politique monétaire. Une modification inattendue de cette orientation, sous forme orthogonale, correspond à un choc exogène de politique monétaire (voir la deuxième section). Par conséquent, si nous voulons évaluer l'orientation de cette politique à partir du modèle, il est utile d'examiner les profils de réaction à ces chocs.

La Figure 2 illustre les réactions dynamiques estimées de la production réelle, de la monnaie réelle, du niveau des prix, de l'écart de taux d'intérêt, du taux à un jour et du taux de change à un choc de politique monétaire (v^s). Nous ne présentons pas les réactions de l'indice des prix des produits de base, parce que la politique monétaire canadienne n'a que peu d'influence sur lui. Le scénario envisagé ici est un choc expansionniste qui entraîne une baisse de 25 points de base du taux à un jour ($u_{TIJ} = -0,25$).

15. L'inflation mesurée par l'IPC se situait à 5,9 % en 1991. Le but des autorités était de réduire progressivement l'inflation afin d'instaurer un climat propice à une croissance économique durable. En décembre 1993, l'inflation avait été ramenée à 2 %. Le gouvernement et la banque centrale ont alors convenu de prolonger de trois ans, jusqu'à la fin de 1998, la période d'application de la fourchette cible de 1 à 3 %. En février 1998, l'inflation étant bien contenue, la fourchette cible a été reconduite jusqu'à la fin de 2001. Le gouvernement et la Banque du Canada ont convenu de définir ensemble, d'ici là, une cible à long terme compatible avec la stabilité des prix.

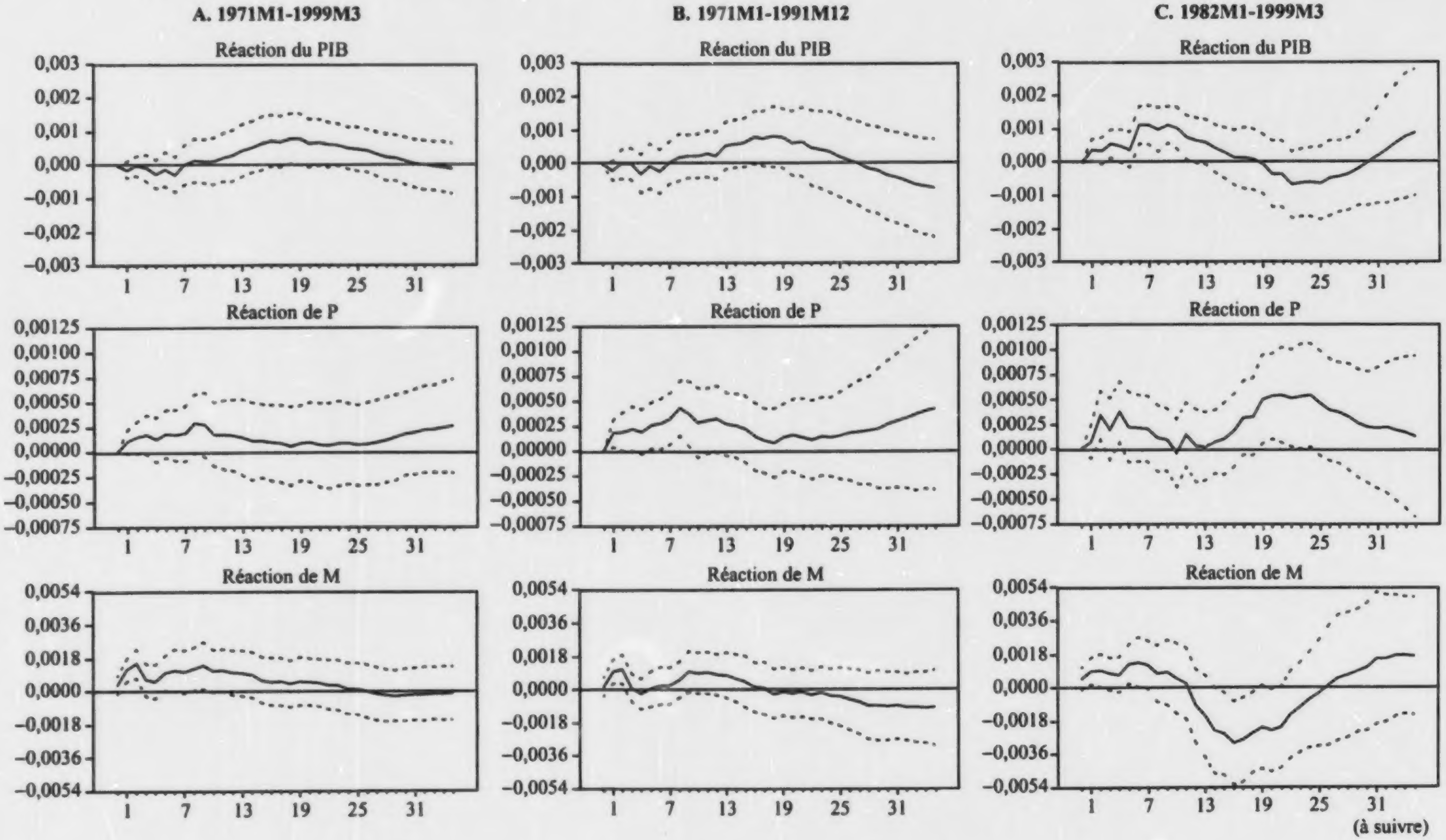
16. Certaines valeurs estimées des paramètres paraissent instables lorsqu'on change de sous-échantillon. Nous nous pencherons sur ce problème lors de travaux ultérieurs en faisant appel à des modèles non linéaires.

Les deux traits discontinus représentent les limites de l'intervalle de confiance à 95 %.

La colonne A de la Figure 2 montre les résultats obtenus pour l'ensemble de la période d'estimation. À la suite d'un choc expansionniste, le taux à un jour diminue de 25 points de base, et l'écart de taux de 15 points de base. Les réactions du taux à un jour font ressortir un effet de liquidité qui dure presque dix mois et se révèle significatif pendant les huit premiers mois. Au bout de dix mois, l'effet sur les attentes d'inflation domine, entraînant une hausse du taux à un jour. Celui-ci finit par revenir à son niveau initial trois ans après le choc. Les réactions de l'écart de taux sont très semblables à celles du taux à un jour, mais moins prononcées. Cette similitude est peut-être due au fait que R90 et le taux à un jour présentent une forte corrélation et que les chocs de politique monétaire ont relativement peu d'effet sur le taux à long terme. La production commence à augmenter six mois après le choc et culmine environ 18 mois après ce dernier. Les réactions deviennent significatives un an après le choc et le restent pendant neuf mois. Comparativement à la production, le niveau des prix réagit plus vite et les réactions sont plus persistantes : le niveau des prix commence à augmenter un mois après le choc, et son coefficient demeure significatif pendant environ neuf mois. Après le choc expansionniste, le taux de change augmente (le dollar canadien se déprécie) de manière significative pendant neuf mois, mais les réactions cessent d'être significatives ensuite. La demande de monnaie s'accroît à cause d'un coût de détention des encaisses moins élevé (le taux d'intérêt à court terme étant plus faible) et de l'intensification de l'activité économique en général. Les réactions de la monnaie restent significatives pendant environ neuf mois après le choc.

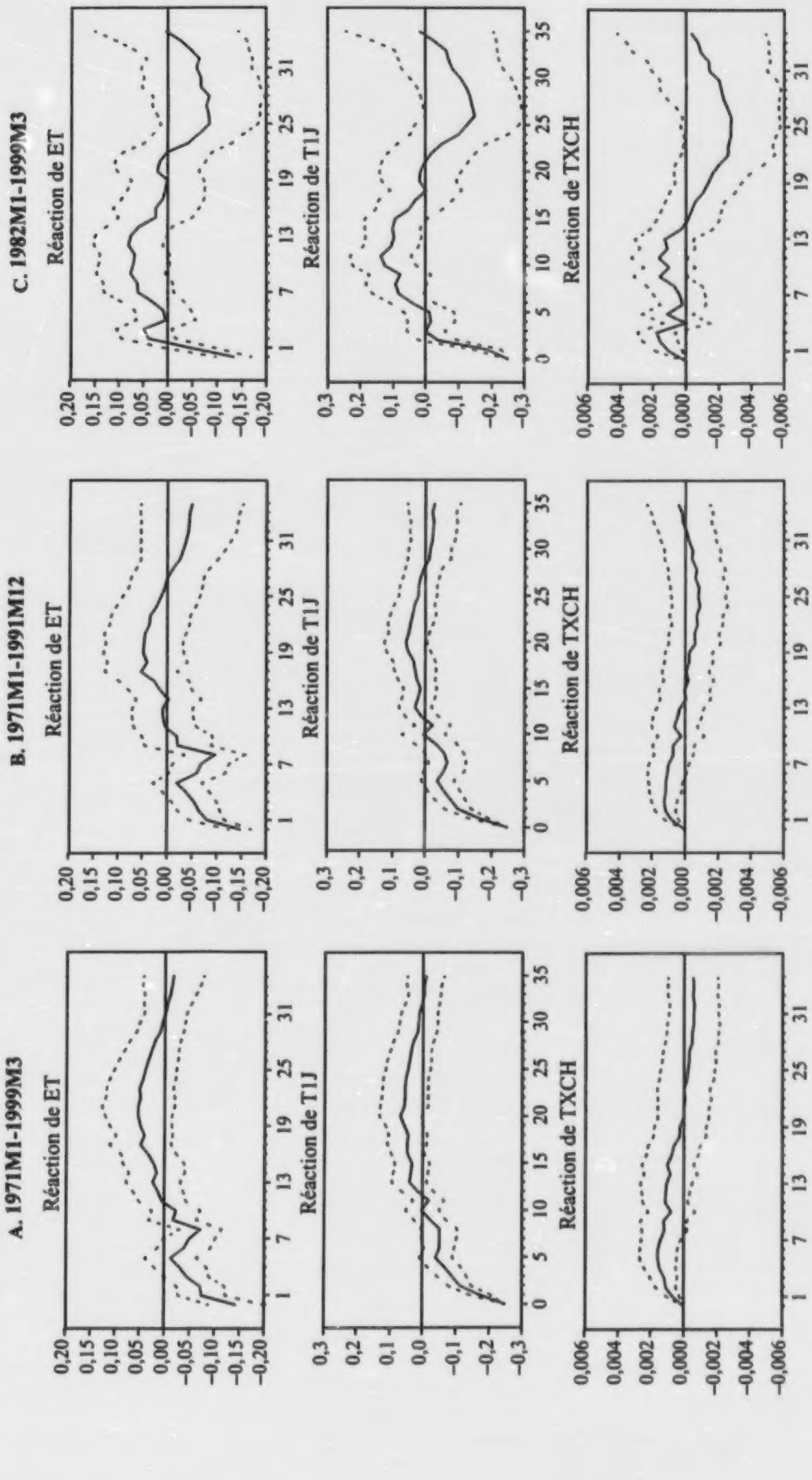
Les colonnes B et C à la Figure 2 présentent les réactions obtenues pour les deux sous-périodes. Le taux à un jour et l'écart de taux d'intérêt réagissent de manière assez semblable durant les trois périodes examinées. Par contre, l'effet de liquidité dure moins longtemps dans la seconde sous-période, l'écart de taux diminuant pendant environ trois mois seulement et le taux à un jour pendant six mois. La deuxième sous-période comprend les années 1990, durant lesquelles la Banque du Canada a réduit l'inflation, puis l'a maintenue bien à l'intérieur de la fourchette cible. On peut donc s'étonner que l'effet sur les attentes d'inflation devienne prédominant aussi rapidement par rapport aux autres périodes étudiées. Il convient de signaler aussi que les réactions du taux à un jour et de l'écart de taux sont plus variables dans la deuxième sous-période. Les réactions de la production et du niveau des prix sont analogues sur le plan qualitatif dans la première et la deuxième sous-période, mais elles diffèrent par leur vitesse et leur caractère significatif. Dans le premier sous-échantillon, la production prend du temps à réagir au choc et la réaction n'est pas significative durant

Figure 2
Profils de réaction à un choc de politique monétaire (v^s)



(à suivre)

Figure 2 (suite)
Profils de réaction à un choc de politique monétaire (ν^s)



toute la période envisagée. Dans la deuxième sous-période, par contre, la production réagit plus vite et les réactions sont significatives pendant la première année suivant le choc. Dans les deux sous-périodes, le niveau des prix réagit de la même façon que sur la totalité de la période d'estimation. Sa réaction est rapide et persistante. Les réactions sont significatives pendant la première année de la première sous-période, mais plus variables pendant la seconde sous-période — elles sont alors significatives au cours des neuf premiers mois, puis pendant six mois environ 18 mois après le choc. Le dollar canadien se déprécie après le choc expansionniste, mais sa baisse n'est significative que durant la première sous-période. Dans la seconde, le dollar canadien s'apprécie de manière sensible 18 mois après le choc, peut-être à cause de la hausse appréciable du taux à un jour neuf mois après le choc.

4.3 Les chocs exogènes de politique monétaire

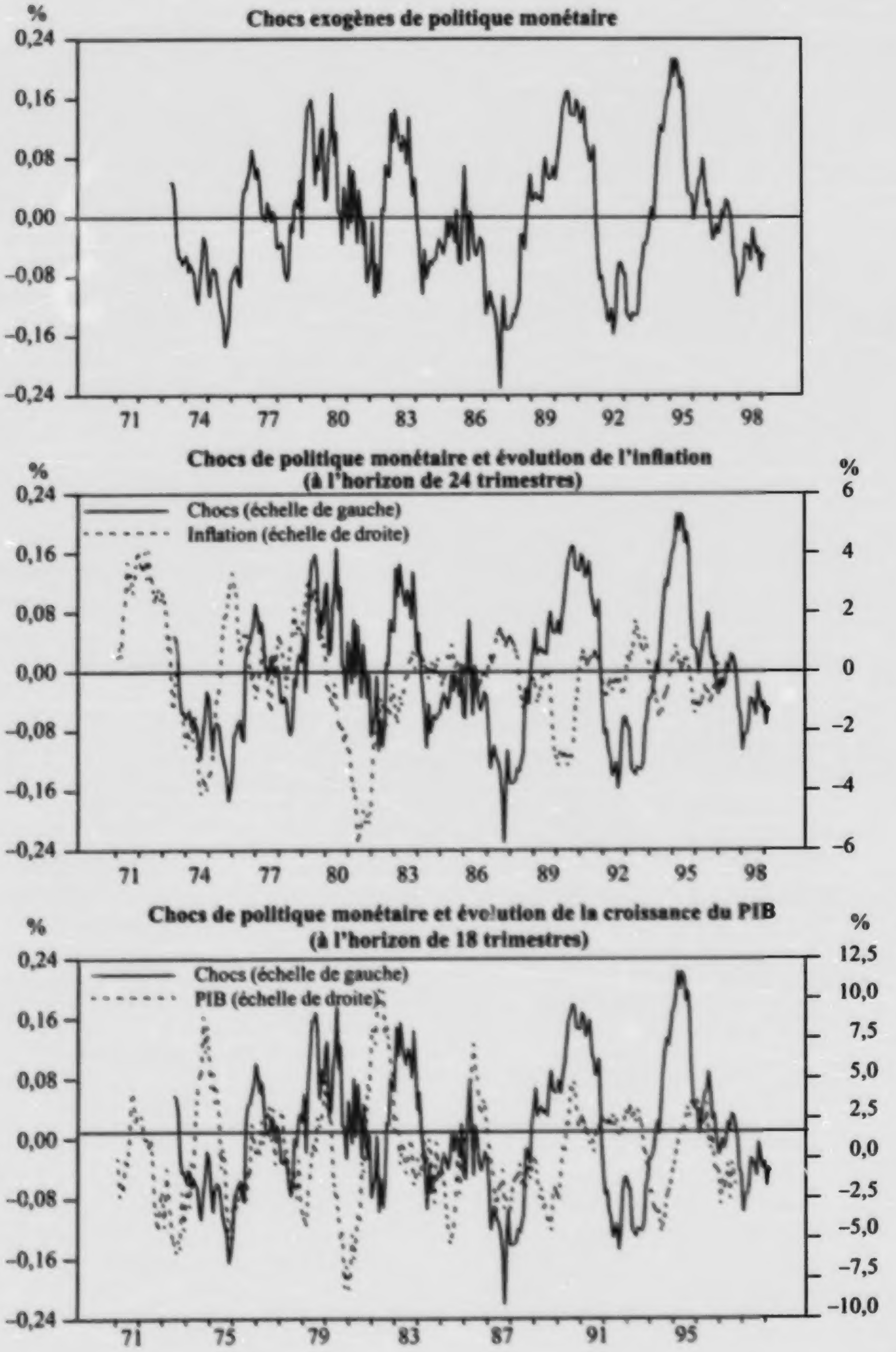
Une fois le modèle estimé, il est possible d'identifier le choc exogène de politique monétaire (v^s). Étant donné que v^s est très volatil, nous présentons ses moyennes mobiles sur 18 mois dans la partie supérieure de la Figure 3[17]. À la valeur zéro, toutes les interventions des autorités monétaires sont parfaitement anticipées. En l'absence de choc inattendu de politique monétaire, l'inflation et la croissance de la production suivent la tendance à long terme. Si v^s est situé au-dessus (au-dessous) de la ligne correspondant à la valeur zéro, la politique monétaire est plus restrictive (plus expansionniste) que prévu.

Les principales périodes que l'on peut discerner dans la conduite de la politique monétaire au Canada sont ensuite comparées aux chocs de politique identifiés. La description de ces périodes est tirée du Tableau 1 d'Armour, Engert et Fung (1996), qui présente une chronologie des principaux épisodes discernables de 1961 à 1994 d'après, principalement, les rapports annuels de la Banque du Canada. Afin d'illustrer l'incidence des chocs de politique monétaire sur l'inflation et la croissance de la production à l'avenir, nous représentons, dans les graphiques du milieu et du bas à la Figure 3, les chocs de politique monétaire, la variation de l'inflation 24 mois plus tard et celle de la croissance de la production 18 mois plus tard. Pour faciliter l'analyse, nous divisons l'échantillon en quatre sous-périodes : 1973-1978, 1979-1983, 1984-1988 et 1989-1999. Le graphique du haut montre que les chocs de politique monétaire étaient pour la plupart plus expansionnistes que prévu au cours des première et troisième sous-périodes,

---

17. Nous choisissons une moyenne mobile sur 18 mois parce qu'il faut attendre en moyenne de 18 à 24 mois environ pour voir la politique monétaire se répercuter sur l'économie.

Figure 3
Chocs de politique monétaire, inflation et croissance du PIB



mais généralement plus restrictifs que prévu au cours de la deuxième. Par comparaison avec la courbe d'inflation présentée dans le graphique du haut, à la Figure 1, nous pouvons également constater que les chocs de politique monétaire identifiés sont compatibles avec l'évolution tendancielle de l'inflation au cours de chacune de ces quatre sous-périodes.

L'examen des chocs représentés à la Figure 3 révèle que, de 1973 à 1978, la politique monétaire a été plus expansionniste que prévu de façon générale, sauf du milieu de 1976 au début de 1977. Par conséquent, l'inflation a affiché une tendance à la hausse pendant la majeure partie de la période se terminant au milieu de 1981, sauf de 1975 à 1976. La variation de l'inflation a donc été positive la plupart du temps durant cette période (voir le graphique du milieu à la Figure 3). Selon Armour, Engert et Fung (1996), la politique monétaire mise en œuvre par la Banque du Canada a été généralement expansionniste de 1973 à 1975. En 1974, l'inflation a franchi la barre des 10 %, tandis que la croissance de la production marquait une pointe en 1976 pour se situer à environ 6 % (voir Figure 1). À l'été 1975, la Banque a jugé que les pressions inflationnistes sous-jacentes allaient rapidement atteindre un niveau critique. Aussi a-t-elle majoré considérablement le taux officiel d'escompte en septembre 1975 et continué à faire monter les taux d'intérêt à court terme pendant le premier semestre de 1976. Au deuxième trimestre de 1976, cependant, la croissance de M1 s'est soudainement ralentie de sorte qu'au troisième trimestre, elle se situait en deçà de la limite inférieure de la fourchette cible. Dans le but de ramener la croissance de M1 à l'intérieur de cette fourchette, la Banque a réduit le taux d'intérêt durant les deux derniers mois de 1976 et au début de 1977.

À en juger par les chocs illustrés à la Figure 3, la politique monétaire a été généralement plus restrictive que prévu et aussi assez variable de 1979 à 1983. Elle a été plus restrictive que ne s'y attendaient les marchés financiers en 1979, mais elle est devenue progressivement plus conforme à leurs attentes en 1980. L'inflation a fortement diminué, passant d'un sommet d'environ 12 % en 1981 à environ 5 % en 1982. La croissance de la production a elle aussi chuté, passant de 5 % en 1981 à des valeurs négatives en 1982 et 1983 par suite de la récession. La politique monétaire s'est avérée plus expansionniste que prévu pendant une brève période allant du milieu de 1980 au milieu de 1981, puis de nouveau plus restrictive que ne s'y attendaient les marchés jusqu'en 1983. Par conséquent, la variation de l'inflation a été le plus souvent négative pendant cette période. D'après Armour, Engert et Fung (1996), la Banque du Canada a relevé son taux d'escompte, en 1979, en janvier, en juillet, en septembre et deux fois en octobre. Cette politique monétaire restrictive s'est poursuivie jusqu'à l'été 1980. Du deuxième semestre de 1980 à 1981, la politique monétaire s'est nettement assouplie, et la croissance de la production a commencé à se

redresser environ 18 mois plus tard. L'inflation a cependant continué de s'orienter légèrement à la baisse. Le second semestre de 1982 a été marqué par de fortes pressions à la baisse sur les taux d'intérêt. Inquiète de la faiblesse du dollar, la Banque a entrepris de freiner le repli des taux à court terme. La politique monétaire est demeurée relativement restrictive par voie de conséquence, ce qui a entraîné un nouveau ralentissement de l'inflation et de la croissance de la production en 1984.

De 1984 au milieu de 1988, la politique monétaire semble avoir été un peu plus expansionniste que prévu, à une brève exception près. À la fin de 1985 et au début de 1986, le dollar canadien faisait l'objet de pressions à la baisse, ce qui a amené la Banque à intervenir vigoureusement pour en soutenir le niveau (Armour, Engert et Fung, 1996). Notre mesure indique que la politique monétaire était orientée conformément aux attentes, ou un peu plus restrictive que prévu, au cours de cette période; on en déduit que la politique monétaire ne s'est pas trop écartée d'une orientation expansionniste. L'inflation a par conséquent généralement affiché une légère tendance à la hausse, passant de 3 % en 1984 à environ 5 % en 1989. La croissance de la production est restée relativement stable pendant cette période.

Toujours à la Figure 3, notre indice montre que la politique monétaire a été plus restrictive que prévu de la fin de 1988 à 1991, puis est devenue plus expansionniste que les marchés ne s'y attendaient pendant environ deux ans, jusqu'au début de 1994. Elle est ensuite redevenue plus restrictive que prévu au début de 1994 et l'est restée jusqu'en 1996. Depuis, la politique monétaire s'est révélée un peu plus expansionniste que prévu ou conforme aux attentes. Là encore, cette description de la politique monétaire cadre avec la chronologie retenue par Armour, Engert et Fung (1996) et avec l'évolution de l'inflation depuis 1988. Au second semestre de 1988, la Banque a commencé à mettre en œuvre une politique monétaire restrictive conforme à l'objectif de stabilité des prix. Elle a résisté de manière vigoureuse et constante à une accélération de l'inflation jusqu'au premier semestre de 1991. Aussi l'inflation a-t-elle été réduite entre 1990 et 1992. La croissance de la production s'est également ralentie entre 1989 et 1991, pour devenir négative en 1990 et 1991 (période de récession, voir la Figure 1). De 1992 à 1993, la politique monétaire a été expansionniste. Par conséquent, l'inflation et la croissance de la production se sont orientées légèrement à la hausse environ 18 à 24 mois plus tard. De 1994 à 1996, les autorités ont durci la politique monétaire afin de garder l'inflation dans les limites de la fourchette cible, ce qui a réduit la croissance réelle et diminué l'inflation. Depuis 1996, la politique monétaire est neutre ou modérément expansionniste, mais la croissance de la production est restée déprimée. Cette croissance s'est ralentie en 1997 et en 1998, ce qui pourrait être dû à la

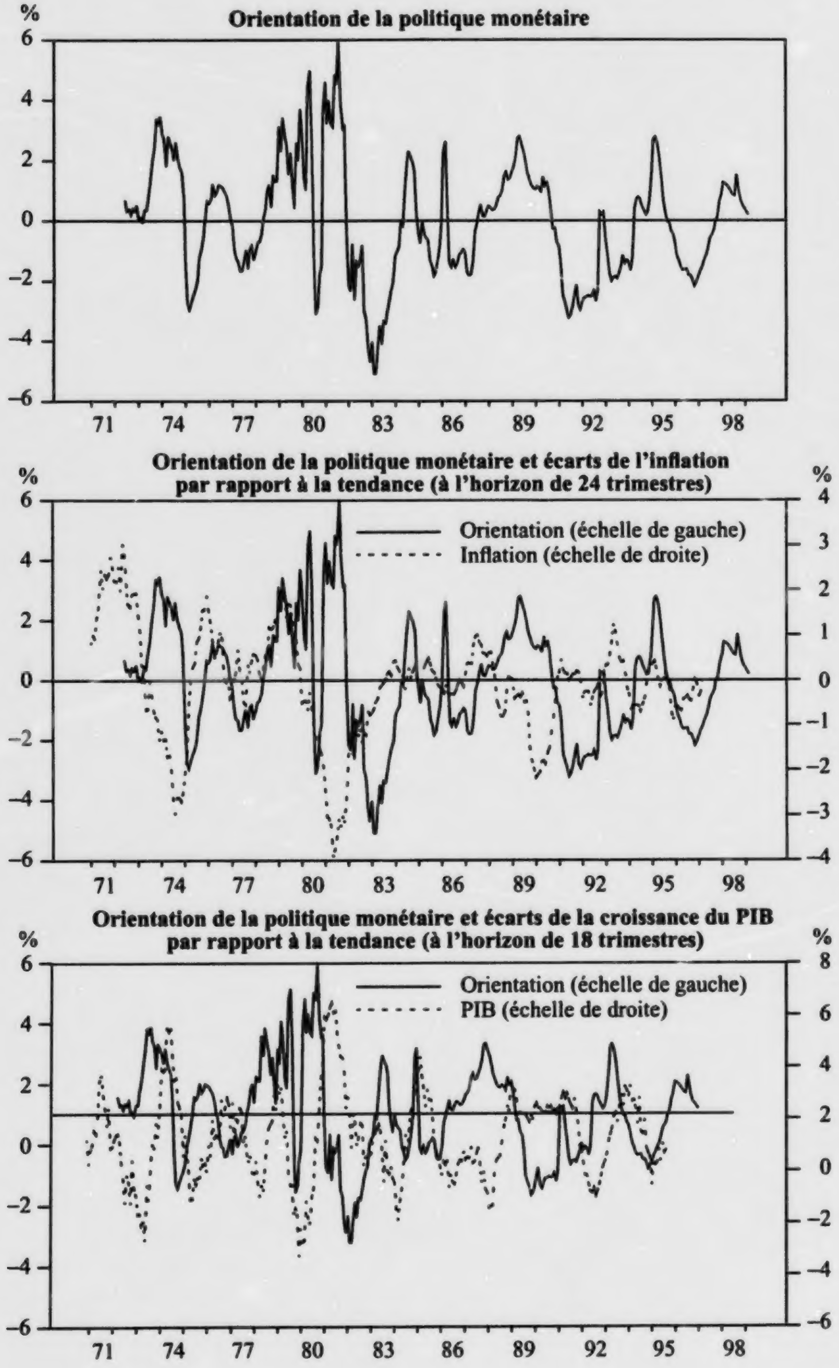
réduction des dépenses publiques et à d'autres facteurs structurels. L'inflation est demeurée relativement stable à un très faible niveau depuis 1996, encore qu'on puisse déceler une légère tendance à la baisse.

4.4 La mesure de l'orientation de la politique monétaire

Ainsi que nous l'avons indiqué à la première section, nous pouvons aussi élaborer — à l'aide des mêmes coefficients de pondération qu'au Tableau 1 — un indice de l'orientation de la politique monétaire qui tient compte à la fois des composantes endogène et exogène de cette dernière. Conformément à la méthode de Bernanke et Mihov (1998), nous normalisons l'indice de l'orientation de la politique monétaire à chaque période en soustrayant de celle-ci une moyenne mobile sur 18 mois de ses valeurs passées. Cette méthode a pour effet d'assigner la valeur de zéro à une politique monétaire neutre, qui serait donc une politique qui ne s'est pas écartée de son orientation moyenne au cours des 18 mois précédents. Cet indice normalisé de l'orientation reflète les tensions inflationnistes récentes. Ainsi, quand l'orientation est neutre, l'inflation ne s'écartera pas de sa moyenne mobile sur 18 mois. Un indice positif (négatif) signifie que l'inflation future passera au-dessous (au-dessus) de son taux moyen des 18 mois précédents en l'absence d'autres chocs. L'indice ainsi obtenu est illustré dans le graphique du haut à la Figure 4.

Les graphiques du milieu et du bas nous permettent aussi de comparer l'orientation de la politique monétaire à l'inflation et à la croissance du PIB effectivement observées 24 et 18 mois plus tard. L'inflation et la croissance du PIB sont également calculées sous forme d'écart par rapport à leur moyenne mobile sur 18 mois. Une orientation restrictive (expansionniste) devrait être suivie d'une diminution (d'une augmentation) de l'inflation en l'absence d'autres chocs de demande ou d'offre, ou si les modifications de la politique monétaire l'emportent sur les autres chocs. Dans le graphique du milieu, nous constatons que cette relation entre l'orientation de la politique monétaire et l'inflation est généralement confirmée, tout particulièrement de 1986 à 1994. Quand la politique monétaire a été expansionniste en 1986 et au premier semestre de 1987, l'inflation est passée au-dessus de son taux tendanciel antérieur. Lorsque la Banque a commencé à combattre l'inflation en 1988 et a durci sa politique par rapport à la moyenne antérieure, l'inflation est descendue à un niveau compatible avec les cibles de maîtrise de l'inflation. Au cours de la récession de 1990-1991, la politique monétaire est devenue plus expansionniste afin de stimuler la demande globale, et l'inflation est restée au voisinage de son taux tendanciel ou est passée légèrement au-dessus en 1994 et 1995.

Figure 4
Orientation de la politique monétaire, inflation et croissance du PIB



De même, une orientation restrictive (expansionniste) de la politique monétaire devrait entraîner une décélération (accélération) de la croissance de la production. Le graphique du bas, à la Figure 4, montre que cette relation entre l'orientation de la politique monétaire et la croissance de la production se vérifie elle aussi de manière générale, notamment au cours des périodes suivantes de resserrement monétaire : 1973, 1976-1977, 1979-1982, 1984, 1986, 1988-1989 et 1994-1995. On peut en déduire que la politique monétaire a exercé une influence importante sur la demande globale à court terme au cours de ces périodes.

Il faut toutefois interpréter ces graphiques avec prudence, car le niveau des prix et la production sont déterminés par l'interaction de la demande et de l'offre globales. Nous n'avons pris en considération jusqu'ici que l'influence de la politique monétaire sur l'inflation. D'autres chocs de demande, par exemple les variations des dépenses publiques, peuvent également se répercuter sur la demande globale, partant, sur l'inflation. Par ailleurs, l'inflation peut aussi subir le contrecoup des chocs d'offre, par exemple les variations des cours des produits de base et les innovations techniques.

4.5 Influence prédominante des chocs de demande ou des chocs d'offre

Afin de mieux comprendre les effets de la politique monétaire sur l'inflation et la croissance de la production, nous examinons les covariations de ces deux grandeurs dans le temps. Chaque année, l'économie est soumise à toute une série de chocs, qu'on peut généralement classer dans deux catégories : chocs de demande et chocs d'offre. L'analyse des covariations de l'inflation et de la croissance de la production nous permettra peut-être de déterminer si l'économie, au cours d'une année, réagit surtout à des chocs de demande (covariation positive) ou à des chocs d'offre (covariation négative). Dans le cas des années où les chocs de demande ont une influence prédominante, nous essaierons de voir si l'orientation de la politique monétaire peut expliquer les covariations de l'inflation et de la croissance de la production.

Le Tableau 2 présente les valeurs de l'indice de l'orientation de la politique monétaire de 1974 à 1998 et les variations sur un an de l'inflation et de la croissance de la production de 1975 à 1998. Les nombres entiers figurant à la colonne 2 représentent l'orientation normalisée sur une échelle de – 2 à 2 : un indice situé entre – 2 et – 1 dénote une politique monétaire allant de « très expansionniste » à « modérément expansionniste »; une valeur nulle correspond à une politique « neutre »; les valeurs de 1 à 2 décrivent une orientation allant de « modérément restrictive » à « très

Tableau 2
Indice de l'orientation de la politique monétaire de 1974 à 1998

	OPM	π_t-π_{t-12}	dy_t-dy_{t-12}	D ou O	DP
1974	2	3,12	– 3,45	– S	– 2
1975	– 2	– 0,18	– 2,42	– D	– 2
1976	1	– 2,88	4,63	+ S	1
1977	– 1	0,33	– 2,76	– S	– 2
1978	1	0,95	0,29	+ D	1
1979	2	0,13	0,74	+ D	0
1980	1	0,93	– 2,15	– S	– 2
1981	2	2,07	1,13	+ D	– 1
1982	– 2	– 1,43	– 5,99	– D	0
1983	– 2	– 4,57	5,52	+ S	0
1984	1	– 1,51	2,97	+ S	0
1985	– 1	– 0,33	– 0,42	– D	– 2
1986	0	0,22	– 2,44	– S	2
1987	– 1	0,16	1,16	+ D	– 1
1988	1	– 0,28	0,60	+ S	– 2
1989	2	0,89	– 2,25	– S	– 1
1990	1	– 0,20	– 1,84	– D	– 2
1991	– 2	– 0,91	– 1,80	– D	1
1992	– 2	– 2,28	2,24	+ S	1
1993	– 2	0,38	1,60	+ D	2
1994	0	– 0,48	2,04	+ S	1
1995	1	0,89	– 1,86	– S	2
1996	– 2	– 0,70	– 1,09	– D	2
1997	– 1	0,07	2,53	+ D	1
1998	1	– 0,65	– 1,17	– D	0

Nota : La colonne 2 présente l'indice de l'orientation de la politique monétaire (OPM) normalisé que nous avons calculé. L'échelle va de – 2 à 2 : les chiffres – 2 et – 1 désignent respectivement une orientation « très expansionniste » et « modérément expansionniste », le chiffre 0 correspond à une politique monétaire « neutre », et les chiffres 1 et 2 représentent une orientation « modérément restrictive » et « très restrictive » respectivement. Les variations sur un an de l'inflation figurent à la colonne 3, et celles de la croissance du PIB à la colonne 4. À la colonne 5, chaque année est affectée de la lettre D ou O selon que l'influence prédominante est exercée par les chocs de demande ou d'offre, d'après les covariations de l'inflation et de la croissance de la production. Les signes + et – désignent des chocs positifs et négatifs respectivement. Les variations des dépenses publiques (DP) présentées à la colonne 6 sont estimées au moyen d'un processus autorégressif d'ordre 4. L'échelle normalisée de – 2 à 2 a pour extrêmes une importante variation positive (politique budgétaire expansionniste) et une importante variation négative (politique budgétaire restrictive).

restrictive »[18]. Les variations sur un an de l'inflation et de la croissance du PIB figurent aux colonnes 3 et 4. À la colonne 5, chaque année est affectée d'une lettre indiquant si les chocs de demande (D) ou d'offre (O) prédominent, d'après la covariation de l'inflation et de la croissance de la production. Les signes + et – désignent des chocs positifs et des chocs négatifs respectivement. Au cours d'une année, si l'inflation et la croissance de la production varient dans le même sens, on considère que les chocs de demande prédominent; dans le cas contraire, on considère que les chocs d'offre priment. Un choc positif (négatif) de demande ou d'offre correspond à une accélération (décélération) de la croissance de la production.

Nous constatons que, durant la période 1974-1998, les chocs de demande ont prédominé pendant environ 13 années sur 24. La politique monétaire peut expliquer l'évolution observée pendant 9 de ces années (si l'on fait l'hypothèse qu'elle influe sur l'économie avec un décalage d'un an), à savoir les années 1975, 1978, 1982, 1985, 1990-1991, 1993 et 1996-1997. Par exemple, l'orientation très restrictive de la politique monétaire en 1989 (indice de 2) a été suivie en 1990 d'un recul de l'inflation et de la croissance de la production en 1990. Pour expliquer l'évolution observée durant les quatre autres années, nous faisons appel à un autre type important de choc de demande, la variation des dépenses publiques (DP). Nous estimons à l'aide de données trimestrielles un modèle autorégressif simple d'ordre 4 représentant l'évolution des dépenses publiques en biens et services au cours de cette période. Les variations de ces dépenses parviennent à expliquer l'évolution de l'inflation et de la croissance de la production en 1981 et en 1987, ce qui ne laisse que deux années inexpliquées (1979 et 1998). Il ressort de cette analyse que la politique monétaire joue un rôle important dans la détermination de l'inflation et de la croissance de la production quand les chocs d'offre n'exercent pas une influence prédominante sur l'économie.

Conclusion

Dans cette étude, nous avons élaboré un indice de l'orientation de la politique monétaire à l'aide d'un modèle qui envisage trois canaux de transmission de la politique monétaire : le canal des taux d'intérêt, celui du

18. L'orientation est normalisée de la manière suivante. Nous faisons l'hypothèse que sa distribution suit une loi normale et qu'elle est divisée en cinq régions ou secteurs de probabilité égale. Les régions sont désignées, de gauche à droite, par des nombres entiers allant de – 2 à 2. L'orientation de la politique monétaire est ensuite classée d'après les valeurs attribuées aux régions. Si, par exemple, l'orientation tombe dans la région 0, elle se voit assigner cette valeur, qui désigne une politique neutre. Les variations des dépenses publiques sont classées selon la même méthode.

taux de change et celui de la monnaie. Les profils de réaction nous ont permis de constater que le modèle pouvait générer des réactions dynamiques compatibles avec les conceptions habituelles du mécanisme de transmission de la politique monétaire, à savoir que, après un assouplissement de cette politique, le taux d'intérêt et l'écart entre les taux longs et les taux courts diminuent, la production et le niveau des prix augmentent, et le dollar canadien se déprécie par rapport à la devise américaine.

L'indice élaboré à l'aide du modèle semble s'accorder, dans les grandes lignes, avec les résultats obtenus par les autorités monétaires au chapitre de l'évolution observée de l'inflation et de la production. Parmi les quatre variables utilisées pour mesurer l'orientation de la politique monétaire, seul le taux à un jour joue un rôle significatif. Cette observation se confirme dans les deux sous-échantillons étudiés. Nos résultats indiquent également qu'en règle générale, la Banque du Canada ne réagit pas de façon vigoureuse au cours de la même période aux chocs imprévus survenant sur le marché du crédit ou le marché des changes. Cette constatation cadre avec le fait que le taux de change ne constitue pas une cible pour la Banque, qui cherche uniquement à atténuer les variations du dollar canadien afin d'éviter les perturbations sur les marchés financiers. Nous avons aussi constaté que les chocs de politique monétaire et l'orientation de la politique monétaire sont tout à fait compatibles avec l'évolution observée de l'inflation et de la croissance de la production. Enfin, les résultats empiriques portent à croire que la politique monétaire influence considérablement la demande globale à court terme et la dynamique de l'inflation.

Les paramètres issus de l'analyse chronologique sont souvent instables à cause des changements de régime de politique monétaire, des innovations financières et d'autres modifications structurelles. Dans les estimations portant sur les sous-échantillons, les valeurs estimées des paramètres et les réactions dynamiques de la production et du niveau des prix sont en effet différentes. Nous réexaminerons cette question dans des travaux futurs où nous ferons appel à plusieurs modèles de régression non linéaires, tels que des modèles à paramètres variables (Boivin, 1999), des modèles de régression à transition progressive (Weise, 1999) et des modèles à seuil (Choi, 1999). Une analyse non linéaire convient mieux en cas d'instabilité des paramètres car elle permet par exemple de déterminer les changements de régime au moyen des données plutôt que de manière subjective.

Bibliographie

Armour, J., W. Engert et B. S. C. Fung (1996). « Overnight Rate Innovations as a Measure of Monetary Policy Shocks in Vector Autoregressions », document de travail nº 96-4, Banque du Canada.

Banque du Canada (1995). « La réalisation des cibles de maîtrise de l'inflation », *Rapport sur la politique monétaire*, mai, p. 14-18.

Bernanke, B. S. et A. S. Blinder (1992). « The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission », *American Economic Review*, vol. 82, nº 4, p. 901-921.

Bernanke, B. S. et I. Mihov (1997). « What Does the Bundesbank Target? », *European Economic Review*, vol. 41, nº 6, p. 1025-1053.

——— (1998). « Measuring Monetary Policy », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, nº 3, p. 869-902.

Blinder, A. S. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*, The Lionel Robbins Lectures, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.

Boivin, J. (1999). « The Fed's Conduct of Monetary Policy: Has It Changed and Does It Matter? » photocopie.

Choi, W. (1999). « Asymmetric Monetary Effects on Interest Rates across Monetary Policy Stances », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 31, nº 3, partie 1, p. 386-416.

Christiano, L. J. et M. Eichenbaum (1992). « Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock ». *In* : *Political Economy, Growth, and Business Cycles*, sous la direction de A. Cukierman, L. Hercowitz et L. Leiderman, Cambridge (Massachusetts), MIT Press, p. 335-370.

De Arcangelis, G. et G. Di Giorgio (1998). « In Search of Monetary Policy Measures: The Case of Italy in the 1990s », photocopie.

Freedman, C. (1995). « Le rôle des conditions monétaires et de l'indice des conditions monétaires dans la conduite de la politique », *Revue de la Banque du Canada*, automne, p. 53-59.

Fung, B. S. C. et R. Gupta (1997). « Cash Setting, the Call Loan Rate, and the Liquidity Effect in Canada », *Revue canadienne d'Économique*, vol. 30, nº 4b, p. 1057-1082.

Fung, B. S. C. et M. Kasumovich (1998). « Monetary Shocks in the G-6 Countries: Is There a Puzzle? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 42, nº 3, p. 575-592.

Heller, H. R. et M. S. Khan (1979). « The Demand for Money and the Term Structure of Interest Rates », *Journal of Political Economy*, vol. 87, nº 1, p. 109-129.

Kim, S. (1999). « Do Monetary Policy Shocks Matter in the G-7 Countries? Using Common Identifying Assumptions about Monetary Policy across Countries », *Journal of International Economics*, vol. 48, nº 2, p. 387-412.

Laidler, D. (1999). « La monnaie comme variable passive ou active et la politique monétaire », *Revue de la Banque du Canada*, été, p. 17-29.

Lundrigan, E. et S. Toll (1998). « Le marché du financement à un jour au Canada », *Revue de la Banque du Canada*, hiver 1997-1998, p. 27-42.

Sims, C. A. (1980). « Macroeconomics and Reality », *Econometrica*, vol. 48, nº 1, p. 1-48.

——— (1992). « Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy », *European Economic Review*, vol. 36, nº 5, p. 975-1001.

Strongin, S. (1995). « The Identification of Monetary Policy Disturbances: Explaining the Liquidity Puzzle », *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, nº 3, p. 463-498.

Weise, C. L. (1999). « The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 31, nº 1, p. 85-108.

Commentaires

Frank Smets

Introduction

C'est un véritable plaisir pour moi de participer à ce colloque et de commenter l'étude de Ben Fung et de Mingwei Yuan. Cela fait plusieurs années maintenant que je suis les colloques organisés par la Banque du Canada, et j'ai toujours apprécié au plus haut point la qualité, la pertinence et l'utilité des études qui y sont présentées (et le document que je dois commenter ne fait pas exception à la règle). En outre, le colloque de cette année porte plus particulièrement sur la monnaie et son rôle dans la politique monétaire, et, comme vous le savez sans doute, la monnaie occupe une place particulière dans la stratégie de la Banque centrale européenne (BCE). Dans le but de maintenir la stabilité des prix, la BCE met en œuvre une stratégie à deux volets, dans laquelle la monnaie joue un rôle de premier plan, sous la forme d'un taux de référence pour la croissance de M3, et qui repose sur une évaluation générale des perspectives d'évolution des prix ainsi que des risques pesant sur la stabilité des prix. Une description du rôle de la monnaie dans un cadre quelque peu différent, comme celui de la politique monétaire appliquée par la Banque du Canada, présente donc pour nous beaucoup d'intérêt.

Mais revenons au document de Fung et Yuan. Je voudrais dire pour commencer que j'ai beaucoup aimé leur étude. Elle est bien rédigée, traite d'une question fort pertinente pour les autorités monétaires et fait état de résultats intéressants. Je diviserai mes commentaires en deux parties. Dans un premier temps, je m'attacherai à l'application que font les auteurs de la méthode de Bernanke et Mihov et, plus particulièrement, à leur choix des variables de politique monétaire et au schéma d'identification du modèle. Dans un second temps, j'évoquerai de façon générale la façon de mesurer

l'orientation de la politique monétaire (suivant la proposition de Blinder) et décrirai un autre type de modélisation vectorielle autorégressive (VAR) qui pourrait être utilisé à cette fin.

1 L'identification des chocs de politique monétaire

Ainsi que Fung et Yuan l'indiquent dans leur étude, Bernanke et Mihov (1998) distinguent les variables de politique monétaire et les variables non liées à la politique monétaire. Le choix de ces dernières (les variables qui ne sont pas influencées par les mesures de politique monétaire durant la période où celles-ci sont mises en œuvre) est le même que dans la littérature, mais les auteurs s'écartent de cette dernière sur deux points : d'abord, leur choix des variables de politique monétaire et, ensuite, le schéma servant à identifier à court terme le choc de politique monétaire à l'aide de ces variables. J'aborderai ces deux points dans l'ordre.

1.1 Le choix des variables de politique monétaire

Outre l'indicateur de politique monétaire le plus courant, c'est-à-dire un taux (d'intérêt) directeur, Fung et Yuan retiennent trois variables : le taux de change, l'écart entre le taux d'intérêt à trois mois et le taux de rendement des obligations d'État à 10 ans ainsi que l'agrégat monétaire M1. On comprendra aisément pourquoi il importe d'inclure le taux d'intérêt à court terme et le taux de change parmi les indicateurs possibles de l'orientation de la politique monétaire dans une économie ouverte. Comme l'indiquent Freedman (1994) ainsi que Longworth et Poloz (1995), ces deux variables entrent dans l'indice des conditions monétaires (ICM) parce qu'elles rendent compte des deux plus importants canaux de transmission de la politique monétaire au Canada. On fait également intervenir ces deux variables dans les études où l'on a recours à des VAR pour identifier les chocs de politique monétaire dans les économies ouvertes (voir par exemple Cushman et Zha, 1997, pour le Canada et Smets et Wouters, 1999, pour l'Allemagne).

Il est par contre naturel de se demander pourquoi Fung et Yuan incluent l'écart de taux et M1 dans le VAR. Ils glissent un mot à ce sujet dans l'introduction, mais des explications plus complètes auraient été de mise, selon moi. Il y a deux raisons en particulier pour lesquelles ces variables financières peuvent entrer dans la fonction de réaction des autorités monétaires et donc jouer un rôle important dans l'identification des chocs de politique monétaire. Une première raison tient au fait que ces variables jouent un rôle dans le mécanisme de transmission. Deuxième

raison, ces variables renferment de l'information sur la production et l'inflation futures dont les autres variables ne peuvent rendre compte.

Il est important de distinguer ces deux raisons dans le contexte de l'étude que je dois commenter. En effet, on pourrait faire valoir que, si la principale raison qu'on a de réagir à une variable de politique monétaire est le contenu informatif de celle-ci (ce que les auteurs donnent à entendre dans l'introduction), l'incorporation de cette variable à un indice de l'orientation de la politique monétaire ne va pas de soi. Cet indice devrait en effet englober uniquement les variables financières qui jouent un rôle structurel dans le mécanisme de transmission. Si, par exemple, les variations de M1 constituent un indicateur avancé de la croissance réelle parce que les agents détiennent plus de monnaie en prévision d'une expansion vigoureuse, la banque centrale pourrait être fondée à réagir à une forte croissance de M1 en relevant les taux d'intérêt à court terme. Si la monnaie ne joue pas de rôle structurel dans le mécanisme de transmission, par contre, cette accélération de la croissance de M1 ne devrait pas être assimilée à un assouplissement de la politique monétaire. Cet exemple montre bien que la détermination de la fonction de réaction à court terme de la politique monétaire ne signifie pas nécessairement qu'on a réussi à établir les pondérations à attribuer aux diverses variables devant servir à mesurer l'orientation de cette politique.

Il aurait été utile de consacrer un exposé plus approfondi aux canaux de transmission qui font appel à M1 et à l'écart de taux d'intérêt, puisqu'on aurait eu ainsi une idée des pondérations à affecter à ces variables dans l'indice de l'orientation de la politique monétaire. Par exemple, qu'est-ce qui prouve l'influence directe de la monnaie dans la transmission de la politique monétaire (dont il est question à la page 268 de l'étude) et quelle forme prend-elle? S'agit-il d'un effet d'encaisses réelles? Il est intéressant de noter que McCallum (1999) a étalonné l'effet d'encaisses réelles dans un modèle de cycle réel tout à fait standard par ailleurs, pour conclure finalement que, si l'on retenait les valeurs usuelles des paramètres, cet effet était assez faible. Les auteurs songent-ils plutôt à un canal de transmission mettant en jeu le crédit bancaire? Dans ce cas, nous aimerions savoir ce qui atteste l'existence d'un tel canal au Canada. Selon des travaux présentés à un colloque antérieur de la Banque du Canada, peu d'indices militent en faveur de la présence ici d'un canal du crédit bancaire au sens étroit.

Il en va de même pour l'écart de taux. À quel canal de transmission (mis à part celui du taux à court terme) Fung et Yuan pensent-ils? Considèrent-ils par exemple que les variations de la prime de risque sur les obligations du gouvernement canadien se répercuteront sur les primes de risque applicables aux titres des sociétés et, par voie de conséquence, influeront sur la dépense? S'il s'agit du canal de transmission envisagé, on s'attendrait à ce qu'une réduction de l'écart sous l'effet d'une hausse du taux

à long terme déprime l'activité économique et à ce que la banque centrale réagisse à une accentuation inattendue de la courbe de rendement en abaissant les taux d'intérêt.

1.2 L'identification du choc de politique monétaire

L'identification d'un choc de politique monétaire à partir d'un système composé de quatre variables financières fortement interdépendantes n'est pas chose facile. Les équations (10) à (13) décrivent le modèle à court terme de Fung et Yuan. Mise à part la contrainte voulant que les variations de la demande de monnaie n'aient pas d'effet sur le taux d'intérêt fixé par la Banque du Canada, aucune restriction ne s'impose de manière évidente[1]. Or les auteurs ont besoin de trois restrictions supplémentaires pour identifier les divers chocs du marché monétaire. Ils font donc l'hypothèse que les variations du taux de change sont purement aléatoires et ne sont pas déterminées de façon contemporaine par les modifications de la demande de monnaie, de la politique monétaire ou de la structure des taux d'intérêt.

En raison de la condition de parité des taux d'intérêt, on est de toute évidence peu porté à faire l'hypothèse que les modifications de la structure des taux n'ont pas d'influence directe sur le taux de change. Supposons par exemple que, pour une raison quelconque, les marchés financiers s'attendent à ce que la Banque du Canada relève les taux d'intérêt. Il en résultera, au cours de la période même, une accentuation de la courbe des taux et une appréciation du dollar canadien. Dans ce cas, la corrélation entre l'écart de taux et le taux de change modifié est l'inverse de celle qui fait suite à une variation du taux de change. Chose plus importante encore, il est probable que les décisions de politique monétaire influent sur le taux de change courant par le jeu de la condition de parité des taux d'intérêt. Si des chocs de ce genre se produisent, l'absence totale de restrictions se traduira par une erreur de spécification du modèle et, implicitement, par des valeurs erronées des pondérations attribuées aux diverses composantes du choc de politique monétaire. C'est peut-être à cause de cette erreur de spécification que le coefficient de pondération estimé du taux de change est non significatif et faible sur le plan économique. L'un des avantages d'un modèle suridentifié (comme dans Bernanke et Mihov, 1998) est qu'on peut soumettre la spécification à des tests. Faute d'instruments supplémentaires, il est toutefois difficile de déterminer les autres contraintes qui pourraient être raisonnables.

---

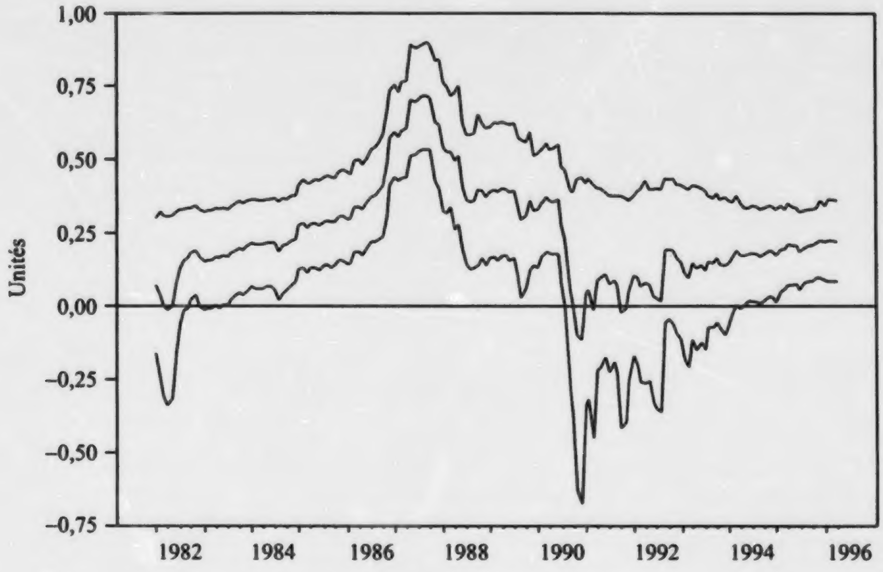
1. Cette contrainte semble impliquer que la monnaie ne joue pas de rôle structurel dans le mécanisme de transmission. Autrement, la stratégie optimale de la banque centrale serait de neutraliser ces chocs.

Dans la plupart des études fondées sur l'emploi de VAR, les auteurs s'efforcent de trouver de tels instruments. La variation d'un taux d'intérêt extérieur est un instrument couramment utilisé dans les études où l'on fait l'hypothèse que les autorités monétaires ne réagissent pas directement aux taux d'intérêt à l'étranger (Bernanke et Mihov, 1997; Clarida et Gertler, 1997). Cushman et Zha (1997) appliquent le schéma d'identification de Sims et Zha (1998) à un VAR décrivant le Canada comme une économie ouverte. Ils postulent que la banque centrale réagit uniquement aux variables financières courantes (comme le taux de change) qui sont observées directement; elle ne réagit pas aux niveaux courants de la production et des prix, qui sont observés avec un retard. Le taux de change subit toutefois l'influence de toutes les variables du VAR, y compris la production et les prix courants. Lorsqu'on pose ces hypothèses, les variations courantes de la production et des prix peuvent servir d'instruments pour estimer la réaction de la politique monétaire au taux de change. Enfin, un certain nombre d'auteurs (dont Smets et Wouters, 1999) ont fait valoir que les taux de change peuvent servir à identifier les chocs survenant sur le marché des changes. Dans certaines études non publiées consacrées au Canada, j'ai utilisé des taux de change bilatéraux DM/dollar É.-U. et yen/dollar É.-U. comme instruments et j'ai constaté une réaction très significative de la politique monétaire aux variations du taux de change. Cela cadre évidemment avec le fait que l'ICM sert de cible opérationnelle à la Banque du Canada. Par ailleurs, étant donné le changement de régime de politique monétaire et le fait que l'ICM n'est employé que depuis la fin des années 1980, on s'attendrait à ce que les valeurs estimées du coefficient de pondération varient dans le temps, ce qui est effectivement le cas. La Figure 1 illustre la pondération estimée de l'ICM pour un intervalle de confiance à 95 % (sur la base d'une période d'observation mobile de dix ans) dans un VAR de type classique par ailleurs, où entrent la croissance réelle, l'inflation, un taux de change nominal pondéré en fonction des échanges commerciaux et un taux d'intérêt nominal à court terme.

2 L'orientation de la politique monétaire

Fung et Yuan s'appuient sur Blinder (1998) pour définir l'orientation de la politique monétaire au moyen d'un indice quantitatif révélant si cette politique est trop restrictive, neutre ou trop expansionniste par rapport à l'objectif qui consiste à maintenir l'inflation constante. Comme le signalent les auteurs, il est important de disposer d'un bon indicateur de l'orientation de la politique monétaire parce que la banque centrale peut ainsi évaluer l'effet de ses interventions sur la réalisation de son objectif de stabilité des prix. Toutes choses égales par ailleurs, une orientation restrictive, si elle est

Figure 1
Pondération estimée de l'ICM au Canada, période d'observation mobile de dix ans, intervalle de confiance à 95 %



maintenue pendant un certain temps, finira par entraîner de la déflation, tandis qu'une orientation expansionniste générera à terme de l'inflation.

La grande question est de s'entendre sur ce qu'est une politique neutre. Fung et Yuan fournissent deux indices de l'orientation de la politique monétaire qui correspondent à deux conceptions différentes de la neutralité et ils font ressortir leur relation avec l'évolution future des prix. Le premier indice, décrit à la sous-section 4.3, est une moyenne mobile sur 18 mois du choc de politique monétaire. Cet indice permet essentiellement de comparer la politique effectivement appliquée à la fonction de réaction moyenne de la banque centrale durant la période d'estimation. Cette information est certes utile et donne une idée de la contribution (limitée, on l'espère) des modifications imprévues de la politique monétaire à la volatilité de l'économie, mais ce n'est pas la méthode que Blinder (1998) propose, comme je l'expliquerai plus loin. En outre, étant donné la tenue de l'inflation au cours de la période d'estimation, il est évident que, peu importe la nature de la fonction de réaction moyenne de la banque centrale durant cette période, cette fonction n'était pas appropriée au regard de l'objectif de stabilité des prix tel qu'il est actuellement défini à la Banque du Canada.

J'ai trois autres remarques à formuler au sujet de cet indice particulier. Premièrement, je suis étonné que les mesures des chocs de politique monétaire soient si persistantes même après avoir été manifestement lissées. Si ces chocs sont indépendants et de probabilité identique comme ils devraient l'être, le choix d'une moyenne mobile devrait les ramener rapidement à zéro. Deuxièmement, cette analyse dépend beaucoup de la stabilité de la fonction de réaction pendant la période d'estimation. Étant donné que Fung et Yuan soulignent à plusieurs reprises que le régime de politique monétaire a changé au cours de cette période, il serait intéressant de voir si l'analyse qui est basée ici sur l'échantillon complet reste valable pour les périodes plus courtes. En fait, il se pourrait bien que les changements de régime de politique monétaire expliquent la persistance relative des chocs. Troisièmement, à la Figure 3, les auteurs devraient recourir à une décomposition historique de l'inflation à l'aide du VAR estimé. Cette décomposition fournirait une mesure directe de la contribution estimative des chocs de politique monétaire à l'évolution de l'inflation (voir par exemple Gerlach et Smets, 1995).

Le second indice de l'orientation de la politique monétaire est décrit aux sous-sections 4.4 et 4.5. Les auteurs y suivent la méthode de Bernanke et Mihov (1998) : ils font appel aux pondérations estimées pour identifier les chocs de politique monétaire aux variables endogènes de politique et normalisent l'orientation à chaque date en retranchant de celle-ci une moyenne mobile sur 18 mois de ses valeurs passées. Une politique neutre est donc celle qui correspond à l'orientation moyenne de la politique monétaire au cours des 18 mois précédents. Cela m'inspire deux commentaires. Tout d'abord, ce choix est à l'évidence arbitraire; il serait utile d'expliquer un peu mieux pourquoi une moyenne mobile sur 18 mois a été choisie et de voir si des périodes de longueur différente produiraient des résultats différents. Ensuite, on ne sait pas exactement pourquoi cet indice de l'orientation de la politique monétaire devrait être lié à la production et à l'inflation futures. L'association entre cet indice, d'une part, et la production et l'inflation futures, d'autre part, dépend de l'origine du choc qui fait varier les variables financières. Pour interpréter cet indice, Fung et Yuan sont donc confrontés au même problème que celui qu'ils signalent, dans leur introduction, à propos de l'utilisation de l'ICM comme indicateur de l'orientation de la politique monétaire.

En un mot, les deux indices proposés posent un problème parce qu'ils ne font pas appel à une définition satisfaisante de ce qu'est une orientation neutre de la politique monétaire. Pour résoudre ce problème, il faut définir les valeurs d'équilibre à long terme des diverses composantes qui entrent dans l'indice de l'orientation de cette politique. Il vaut la peine, ici, de

revenir sur ce que Blinder voulait dire par sa définition d'une politique monétaire neutre.

Dans le cadre d'une économie relativement fermée, Blinder (1998, p. 32, traduction) fait remarquer que

> à tout moment, étant donné tous les déterminants habituels de la demande globale — y compris la politique budgétaire, le taux de change et la propension des agents économiques à dépenser — l'économie a une *courbe IS de régime permanent* [c'est Blinder qui souligne]. Nous entendons par là la courbe qui sera observée une fois que tous les effets qui s'opèrent avec un décalage se seront fait intégralement sentir, à condition que tous les chocs aléatoires soient établis à zéro.

Il définit ensuite le « taux d'intérêt réel neutre [...] comme le taux d'intérêt pour lequel le PIB est égal au PIB potentiel sur la courbe IS de régime permanent ». Par conséquent, « le taux d'intérêt réel neutre n'est pas un chiffre fixe. Il dépend entre autres choses de la politique budgétaire et du taux de change et il est sensible aux autres chocs *permanents* [c'est moi qui souligne] (mais non aux chocs temporaires) que subit la courbe IS. » Le grand problème que pose l'application empirique de la définition de Blinder est qu'il faut distinguer les chocs permanents et les chocs temporaires imprimés à la courbe IS. Blinder se sert en quelque sorte de la courbe IS de régime permanent pour filtrer les fluctuations passagères de la demande et se concentrer ainsi sur les facteurs à plus long terme. Les chocs durables que subit la courbe IS modifient le taux d'intérêt réel neutre, mais il n'en va pas ainsi des chocs temporaires.

L'accent qui est mis sur la distinction entre les variations temporaires et les variations permanentes du taux d'intérêt réel donne à penser qu'une autre modélisation VAR, faisant appel à des contraintes d'identification à long terme, pourrait mieux se prêter à la mesure de l'orientation de la politique monétaire. Si l'on reprend la méthode des tendances communes proposée par King, Plosser, Stock et Watson (1991), on peut définir le taux d'intérêt réel neutre comme la partie du taux d'intérêt qui obéit aux tendances stochastiques représentées dans le modèle. De toute évidence, dans le cas d'une économie ouverte comme celle du Canada, le modèle devrait être élargi de manière à représenter aussi les tendances à long terme qui régissent le taux de change réel d'équilibre, comme l'ont fait par exemple Clarida et Galí (1994). On pourrait alors définir l'indice de l'orientation de la politique monétaire par l'écart entre la moyenne pondérée des variables de politique monétaire effectivement observées et leur valeur de long terme.

Bibliographie

Bernanke, B. S. et I. Mihov (1997). « What Does the Bundesbank Target? », *European Economic Review*, vol. 41, nº 6, p. 1025-1053.

——— (1998). « Measuring Monetary Policy », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, nº 3, p. 869-902.

Blinder, A. S. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*, The Lionel Robbins Lectures, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.

Clarida, R. et J. Galí (1994). « Sources of Real Exchange-Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks? », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 41, p. 1-56.

Clarida, R. et M. Gertler (1997). « How the Bundesbank Conducts Monetary Policy ». *In* : *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, sous la direction de D. Romer et C. Romer, Chicago, University of Chicago Press, p. 363-412.

Cushman, D. et T. Zha (1997). « Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates », *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, nº 3, p. 433-448.

Freedman, C. (1994). « Le recours aux indicateurs et à l'indice des conditions monétaires au Canada », initialement paru en anglais dans *Frameworks for Monetary Stability: Policy Issues and Country Experiences*, sous la direction de T. J. T. Baliño et C. Cottarelli, Washington (D. C.), Fonds monétaire international, p. 458-476, et reproduit dans *La Transmission de la politique monétaire au Canada*, Ottawa, Banque du Canada (1996), p. 75-89.

Gerlach, S. et F. Smets (1995). « The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the G-7 Countries », document de travail nº 1219, Centre for Economic Policy Research.

King, R., C. Plosser, J. Stock et M. Watson (1991). « Stochastic Trends and Economic Fluctuations », *American Economic Review*, vol. 81, nº 4, p. 819-840.

Longworth, D. et S. Poloz (1995). « The Monetary Transmission Mechanism and Policy Formulation in Canada: An Overview ». *In* : *Financial Structure and the Monetary Policy Transmission Mechanism*, C. B. nº 394, Bâle, Banque des Règlements Internationaux, p. 312-323.

McCallum, B. (1999). « Theoretical Analysis Regarding a Zero Lower Bound on Nominal Interest Rates », Carnegie Mellon University, photocopie.

Sims, C. A. et T. A. Zha (1998). « Does Monetary Policy Generate Recessions? », document de travail nº 98-112, Federal Reserve Bank of Atlanta.

Smets, F. et R. Wouters (1999). « The Exchange Rate and the Monetary Transmission Mechanism in Germany », *De Economist*, vol. 147, nº 4, p. 489-521.

Commentaires

Sharon Kozicki

Quelle est l'orientation actuelle de la politique monétaire? La réponse à cette question est une donnée importante pour ceux et celles qui formulent la politique monétaire. Pour savoir s'ils doivent modifier la politique en vigueur, les décideurs aiment à disposer de points de référence fiables. Une mesure de l'orientation de la politique monétaire indiquant si celle-ci est restrictive, neutre ou expansionniste serait des plus utiles. Fung et Yuan se proposent de fournir un point de référence de ce genre dans le cas du Canada, sous la forme d'une variable unidimensionnelle qui mesure l'orientation de la politique monétaire par rapport à un objectif consistant à maintenir l'inflation constante[1].

L'indice proposé par Fung et Yuan se présente sous la forme d'une combinaison linéaire de variables observables et est normalisé de manière qu'une valeur de zéro corresponde à une politique neutre. Pour les besoins de mon analyse, je distinguerai deux étapes dans la méthode suivie par les auteurs. Dans un premier temps, ceux-ci décident des grandeurs à inclure parmi les variables de politique monétaire et estiment les pondérations à leur appliquer. Dans un second temps, ils évaluent le niveau de leur indice qui, avant normalisation, correspond à une politique neutre.

1. Fung et Yuan définissent leur indice de l'orientation de la politique monétaire par rapport à un objectif d'inflation constante. Selon leur définition, l'orientation de la politique monétaire est considérée comme neutre si elle est compatible avec une inflation constante à moyen terme. D'autres définitions sont possibles. Si, par exemple, une banque centrale prend l'inflation pour cible, l'orientation de la politique monétaire peut être définie par rapport à la cible ponctuelle établie ou au point médian de la fourchette visée. Un avantage de la définition adoptée par Fung et Yuan est qu'elle est applicable dans les cas où aucune cible n'a été annoncée en matière d'inflation.

Je formulerai deux séries d'observations sur la méthode adoptée par Fung et Yuan et présenterai mon interprétation des résultats qu'ils obtiennent. Les résultats empiriques des deux auteurs portent à croire que, de toutes les variables retenues (M1, l'écart entre les taux d'intérêt à long terme et à court terme, le taux du financement à un jour et le taux de change), le taux à un jour résume à lui seul *toute* l'information pertinente au sujet de l'orientation de la politique monétaire au Canada. Je ne pense pas cependant que la façon dont Fung et Yuan représentent une politique monétaire neutre sur le plan empirique corresponde à leur définition théorique de ce qu'est une politique neutre. Par conséquent, si l'indice qu'ils ont élaboré peut nous renseigner sur le caractère relativement expansionniste ou restrictif de la politique monétaire, je ne crois pas qu'on puisse s'en servir pour qualifier cette dernière de restrictive, de neutre ou d'expansionniste dans l'absolu.

1 Les variables et leurs coefficients de pondération

Ma première série d'observations porte sur les variables de politique monétaire et leurs coefficients de pondération. Fung et Yuan reprennent la méthode de Bernanke et Mihov (1998), fondée sur le recours à un vecteur autorégressif (VAR), pour estimer les coefficients à retenir dans leur indice de l'orientation de la politique monétaire au Canada. L'orientation de la politique monétaire est définie comme une variable non observée, qui revêt la forme d'une combinaison linéaire des variables de politique monétaire. Les coefficients utilisés dans cette combinaison linéaire dépendent des hypothèses d'identification ainsi que des techniques VAR structurelles dont on se sert pour déceler les chocs structurels touchant les variables de politique monétaire, des hypothèses différentes pouvant mener à des coefficients différents. Je traiterai brièvement des variables de politique monétaire, de l'identification des chocs structurels et de l'interprétation à donner à l'indice (avant normalisation) de l'orientation de la politique monétaire.

1.1 Les variables de politique monétaire

Il s'agit là des variables susceptibles de fournir des indications sur l'orientation de la politique monétaire. Fung et Yuan font remarquer que la banque centrale n'a peut-être pas la maîtrise absolue de ces variables, qui sont également exposées à d'autres chocs, mais qu'elle peut tout de même exercer une influence appréciable sur elles pendant la période en cours. La littérature propose une longue liste de variables susceptibles de renseigner sur l'orientation de la politique monétaire. Au Canada, les variables qui viennent tout de suite à l'esprit sont l'indice des conditions monétaires

(ICM), diverses mesures du taux de change et les taux d'intérêt à court terme. Aux États-Unis, le taux des fonds fédéraux sert souvent d'indicateur de l'orientation de la politique monétaire dans les études empiriques. Dans le même ordre d'idées, mentionnons les taux d'intérêt réels à court terme et les écarts entre les taux à long terme et à court terme. Les mesures de la monnaie et des réserves sont d'autres variables souvent évoquées. Les quatre variables que Fung et Yuan décident de retenir pour mesurer l'orientation de la politique monétaire sont M1 réel, l'écart entre les taux long et court, le taux à un jour et le taux de change.

Fung et Yuan définissent l'orientation de la politique monétaire comme une combinaison linéaire de ces quatre variables, normalisée par rapport à ce qu'ils considèrent comme une politique monétaire neutre. Est-ce là une démarche raisonnable? Peut-être que non, d'après Fung et Yuan eux-mêmes. Dans leur introduction, les auteurs font remarquer que l'ICM peut être interprété comme une mesure du caractère relativement expansionniste ou restrictif des conditions monétaires par rapport à une période de référence. Ils critiquent pourtant l'utilisation de l'ICM à titre de mesure de l'orientation de la politique monétaire parce que cet indice reflète des variations des taux d'intérêt et du taux de change qui ne sont pas dues aux interventions de la banque centrale. Pour reprendre leurs propos, l'indicateur de l'orientation de la politique monétaire « ne devrait refléter que les interventions de la banque centrale » (p. 268). La nouvelle définition qu'ils proposent de l'orientation de la politique monétaire répond-elle cependant à cette condition? Pas nécessairement, puisqu'elle peut elle aussi traduire l'influence de variations de la monnaie, des taux d'intérêt et du taux de change non induites par la banque centrale. Cela ne fait toutefois pas forcément problème, étant donné les valeurs estimées des coefficients de pondération (voir l'analyse présentée ci-après à la section 1.3).

1.2 L'identification des chocs structurels

Les hypothèses d'identification sont-elles raisonnables? Cette question se pose chaque fois que l'on recourt à des techniques VAR structurelles. L'indice proposé par Fung et Yuan est une combinaison pondérée de diverses variables de politique monétaire. Les coefficients de pondération sont fonction des hypothèses retenues pour identifier les chocs structurels touchant les variables de politique monétaire; des hypothèses différentes pourraient mener à des coefficients de pondération différents. Par conséquent, les résultats présentés par les auteurs et mes commentaires sont tributaires des hypothèses d'identification qu'adoptent Fung et Yuan.

1.3 L'orientation de la politique monétaire et le taux à un jour

Les coefficients de pondération estimés fournissent-ils des renseignements intéressants sur l'orientation de la politique monétaire? Seul l'écart-type du coefficient du taux à un jour est significativement différent de zéro. De plus, il n'est pas significativement différent de un. Bien que Fung et Yuan n'aient pas examiné cette question, il serait intéressant de savoir si l'hypothèse nulle H_0: $w_M = w_{ET} = w_{TXCH} = 0, w_{T1J} = 1$ serait rejetée. Dans la négative, il faudrait en déduire que, des différentes variables retenues par Fung et Yuan, le taux à un jour résume à lui seul *toute* l'information statistiquement significative sur l'orientation de la politique monétaire au Canada.

Afin de représenter graphiquement dans quelle mesure le taux à un jour résume l'information pertinente sur l'orientation de la politique monétaire canadienne, j'ai produit deux figures. La Figure 1 illustre le taux à un jour et l'indice de l'orientation de la politique monétaire avant normalisation. Cet indice est donné par la formule

$$w_M\ M + w_{ET}\ ET + w_{T1J}\ T1J + w_{TXCH}\ TXCH,$$

dans laquelle nous utilisons les coefficients de pondération estimés par Fung et Yuan sur la totalité de l'échantillon, les valeurs du logarithme naturel de M1 réel (*M*), les niveaux observés de l'écart de taux (*ET*) et du taux à un jour (*T1J*) et le logarithme naturel du taux de change Canada/États-Unis (*TXCH*). L'indice non normalisé diffère surtout en niveau du taux à un jour; les variations des deux grandeurs sont remarquablement similaires.

La Figure 2 présente l'indice normalisé de l'orientation de la politique monétaire et une version normalisée du taux à un jour. Les auteurs normalisent chaque série en soustrayant de celle-ci une moyenne mobile sur 18 mois de ses valeurs passées. Les deux séries ainsi obtenues sont presque identiques. Ces résultats donnent à penser que Fung et Yuan (p. 285) minimisent la portée de leurs conclusions lorsqu'ils déclarent que « le taux à un jour est la variable qui fournit le plus d'information sur l'orientation de la politique monétaire ». Il semble en fait que, dans l'ensemble des variables considérées, le taux à un jour fournisse *toute* l'information relative à l'orientation de la politique monétaire.

2 La quantification d'une politique monétaire neutre

Ma deuxième série de commentaires porte sur la méthode retenue par Fung et Yuan pour chiffrer une politique monétaire neutre (c.-à-d. pour normaliser l'indice de l'orientation de la politique monétaire). Sans normalisation, l'indice élaboré fournit une certaine information sur l'orientation *relative* de la politique monétaire, mais décrit mal son orientation *absolue*. Par exemple,

Figure 1
Orientation de la politique monétaire (avant normalisation) et taux à un jour

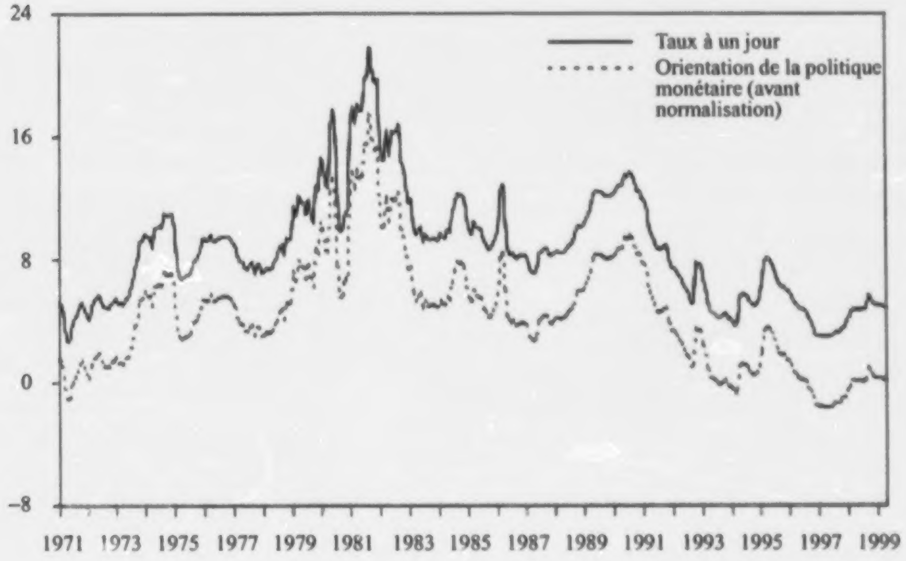
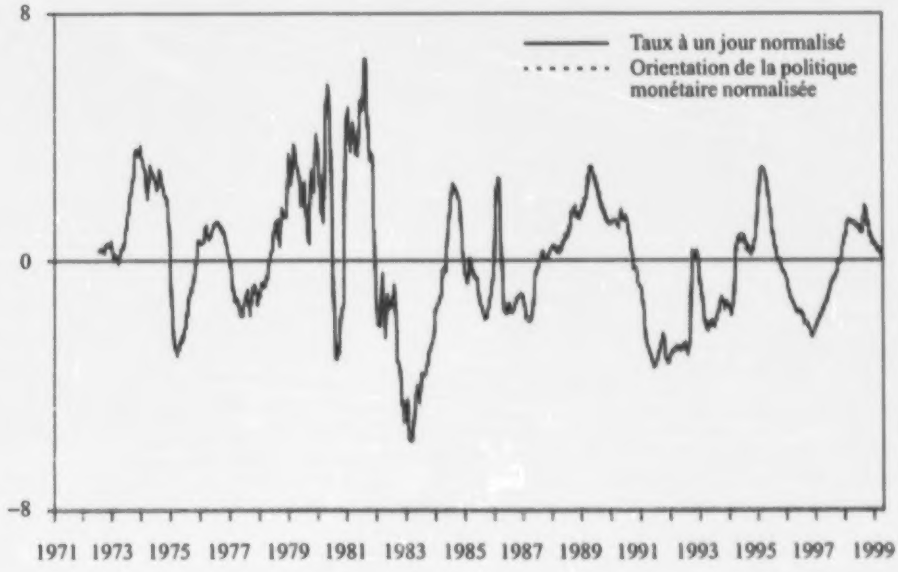


Figure 2
Orientation de la politique monétaire et taux à un jour normalisés



une valeur déterminée du taux à un jour pourrait correspondre à une politique expansionniste quand l'inflation attendue est élevée, mais à une politique restrictive quand l'inflation attendue est faible (Bernanke et Blinder, 1992). L'indice non normalisé peut aider à déterminer si l'orientation de la politique monétaire est plus restrictive ou plus expansionniste qu'au cours d'une période rapprochée durant laquelle les attentes d'inflation étaient similaires, mais il n'est pas d'une grande utilité lorsqu'on veut savoir si la politique monétaire est restrictive ou expansionniste dans l'absolu au cours d'une période déterminée.

La principale critique que j'adresserais aux auteurs concerne la définition empirique de ce qu'est une politique monétaire neutre. Je ne crois pas que la façon dont ils représentent empiriquement une politique monétaire neutre corresponde à leur définition conceptuelle. Une politique neutre est définie empiriquement comme une moyenne mobile sur 18 mois de l'indice non normalisé de l'orientation de la politique monétaire[2]. Sur le plan conceptuel, une orientation neutre est définie comme celle qui est compatible avec une inflation constante à moyen terme[3].

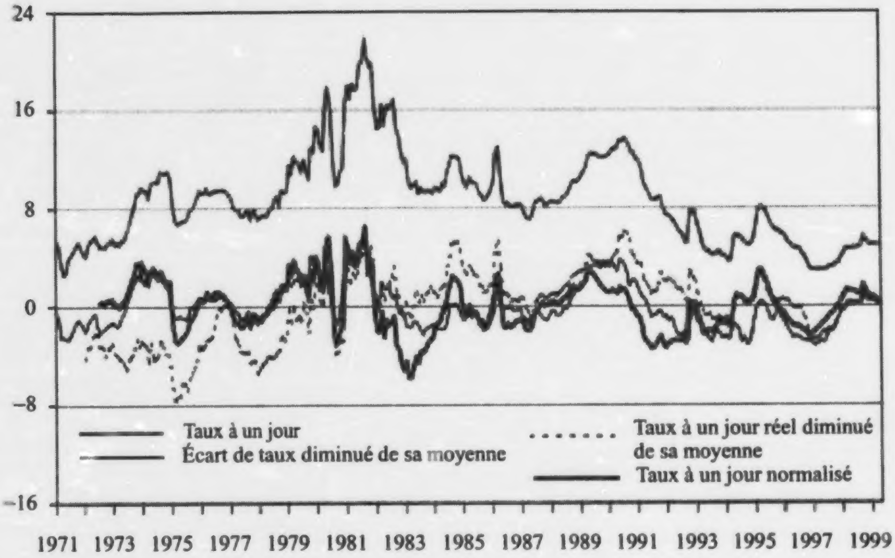
Fung et Yuan normalisent leur indice de l'orientation de la politique monétaire de façon à ce que la valeur 0 corresponde à une politique neutre. Étant donné qu'ils retranchent des valeurs que prend l'indice non normalisé une moyenne mobile sur 18 mois de ses valeurs passées, ils se trouvent à définir une orientation neutre comme la moyenne mobile sur 18 mois. Pour que cette définition empirique cadre avec leur définition conceptuelle d'une politique neutre, il faut faire l'hypothèse que la politique moyenne suivie au cours d'une période de 18 mois est neutre et compatible avec une inflation constante à moyen terme.

À mon avis, cette hypothèse est déraisonnable. On peut présumer que, si la politique suivie en moyenne était compatible avec une inflation constante à moyen terme, on devrait observer des taux d'inflation à peu près stables. Or, les taux d'inflation ont varié considérablement entre 1971 et 1982 et en 1991-1992. La politique suivie en moyenne au cours de la plupart des périodes de 18 mois ayant précédé ces deux intervalles ou situées durant ces derniers ne cadrait probablement pas avec une inflation constante. Par contre, le taux d'inflation a été relativement stable de 1983 à 1990 et de 1992 à 1999. On pourrait raisonnablement supposer que la politique

2. Bernanke et Mihov normalisent leur indice de l'orientation de la politique monétaire en soustrayant des valeurs qu'il prend une moyenne mobile sur 36 mois de ses valeurs passées. Leur méthode de normalisation suscite donc les mêmes questions.

3. Je préfère la définition conceptuelle d'une politique neutre à la définition empirique. De façon générale, je ne suis pas en faveur de l'utilisation de moyennes mobiles comme point de référence dans une procédure de normalisation.

Figure 3
Comparaison de différents indicateurs de l'orientation de la politique monétaire



monétaire a été en moyenne compatible avec une inflation constante pendant une partie de ces deux sous-périodes. Cela expliquerait peut-être pourquoi, comme le montre le graphique du milieu à la Figure 4 de Fung et Yuan, leur indice de l'orientation de la politique monétaire semble fournir de l'information sur le sens des variations futures de l'inflation de 1985 à 1990.

Bien que je ne sois pas d'accord avec la représentation empirique d'une politique monétaire neutre sous la forme d'une moyenne mobile sur 18 mois de l'indice non normalisé, l'indice de l'orientation de la politique monétaire préconisé par Fung et Yuan ressemble bel et bien aux autres indices proposés ailleurs. La Figure 3 présentée ci-dessus permet de comparer quatre séries : le taux à un jour normalisé, le taux à un jour, la différence entre l'écart de taux et sa moyenne et la différence entre le taux réel à un jour et sa moyenne[4]. La mesure de Fung et Yuan n'a pas été incluse parce qu'elle est quasiment identique au taux à un jour normalisé. La variabilité à court terme des quatre séries est similaire, très vraisemblablement parce que le taux à un jour, ou un autre taux à court terme, est la principale source de variation pour chacune d'elles. Les trois mesures du bas ont été corrigées de manière à indiquer que des valeurs

4. Le taux réel à un jour est la différence entre le taux à un jour et l'inflation au cours des douze mois précédents.

positives correspondent à une politique restrictive et des valeurs négatives à une politique expansionniste. Bien que ces trois mesures se ressemblent, les indications qu'elles donnent ne concordent pas toujours. Les divergences sont particulièrement marquées en 1972-1973, en 1982-1984 et en 1990-1992, périodes au cours desquelles le taux d'inflation a considérablement varié.

Conclusion

Fung et Yuan ont entrepris d'apporter une réponse empirique à une question très importante : quelle est l'orientation de la politique monétaire? Selon moi, deux modifications devraient être apportées à leurs conclusions. En premier lieu, les résultats empiriques indiquent que le taux à un jour recèle *toute* l'information pertinente sur l'orientation de la politique monétaire au Canada — étant donné les variables de politique monétaire et les hypothèses retenues par les auteurs pour identifier les chocs structurels de politique. En second lieu, l'indice de l'orientation de la politique monétaire que Fung et Yuan proposent nous renseigne sur l'orientation relative de cette dernière, mais il serait prématuré de conclure que les difficultés liées à la détermination de l'orientation absolue de la politique monétaire ont été résolues.

Bibliographie

Bernanke, B. S. et A. S. Blinder (1992). « The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission », *American Economic Review*, vol. 82, nº 4, p. 901-921.

Bernanke, B. S. et I. Mihov (1998). « Measuring Monetary Policy », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, nº 3, p. 869-902.

Discussion générale

Frank Smets et Sharon Kozicki ont formulé des remarques sur les variables de politique monétaire — le taux du financement à un jour, M1, l'écart entre les taux d'intérêt à long terme et à court terme et le taux de change — retenues par Ben Fung et Mingwei Yuan. En ce qui concerne l'information relative que fournissent ces quatre variables financières, Fung fait valoir que le choix de ces variables reflétait l'intention des auteurs de saisir plusieurs canaux de transmission de la politique monétaire, à savoir le canal des taux d'intérêt, celui de la monnaie, celui du crédit et celui du taux de change.

En réponse aux observations des commentateurs sur le schéma d'identification utilisé dans l'étude, Yuan mentionne qu'en n'imposant aucune restriction aux coefficients de pondération des quatre variables, lui et son coauteur avaient voulu estimer leur modèle sans restrictions a priori. Fung souligne combien il est difficile d'imposer les bonnes contraintes. C'est pourquoi les deux auteurs ont laissé au modèle le soin de décider du schéma d'identification, de façon à pouvoir fonder leurs hypothèses d'identification sur les données.

L'utilisation partielle par les auteurs de la méthode préconisée par Blinder (1998) a été un autre sujet abordé par Smets, partisan d'une application intégrale de cette méthode. Tout en faisant remarquer que certains travaux ont déjà été entrepris à la Banque du Canada dans le but d'estimer le taux d'intérêt neutre, Yuan signale que le cadre utilisé dans l'étude permet de saisir facilement différents types de choc s'exerçant sur l'économie, par exemple les progrès techniques incorporés à la production ou les variations de prix prises en compte dans l'IPC. En distinguant ce type

* Le présent sommaire a été rédigé par Marllena Ifrim.

de choc des modifications de la politique monétaire, on aura peut-être des aperçus sur le mécanisme de transmission de cette dernière.

La conclusion de Fung et Yuan selon laquelle le taux à un jour renferme la quasi-totalité de l'information pertinente sur l'orientation de la politique monétaire a amené Kozicki à noter que ce résultat était subordonné au choix des variables de politique monétaire et des hypothèses d'identification. En réponse aux commentaires portant sur le caractère relatif, plutôt qu'absolu, de l'indice proposé de l'orientation de la politique monétaire, Yuan fait ressortir les importantes difficultés auxquelles sont toujours confrontés les analystes lorsqu'ils veulent définir ce qu'est une politique monétaire neutre. Cependant, l'utilité d'un indice fiable de l'orientation relative pour la conduite de la politique monétaire, tout particulièrement lorsque le régime de politique monétaire change par suite des innovations financières, justifie le travail entrepris par les auteurs.

En ce qui concerne la valeur informative du taux à un jour, Seamus Hogan se dit surpris par la conclusion des auteurs selon laquelle ce taux résume 99 % de l'information pertinente quant à l'orientation de la politique monétaire. Il fait observer que l'indice de l'orientation de la politique monétaire devrait être égal à zéro quand cette politique est neutre et qu'un écart déterminé devrait toujours avoir la même signification, peu importe la période considérée. Rappelant à l'auditoire que l'indice des conditions monétaires (ICM) est une grandeur difficile à utiliser à cause de l'incertitude et de la variabilité du taux de change d'équilibre, il ajoute que cet indice ne signifie pas toujours la même chose. Hogan souligne également que la conclusion relative au taux à un jour indique peut-être la difficulté que présente la définition du niveau des trois autres variables financières correspondant à une politique monétaire neutre, plutôt que la faible valeur informative de ces variables.

Yuan rappelle que l'orientation de la politique monétaire et l'ICM diffèrent sur le plan conceptuel; la première est entièrement dictée par les autorités monétaires, tandis que l'ICM reflète l'état général de l'économie. Il souligne que le rôle prédominant du taux à un jour est un résultat empirique et que lui et son coauteur n'avaient pas limité a priori l'influence des autres variables considérées.

Bibliographie

Blinder, A. S. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*, The Lionel Robbins Lectures, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.

321

Intermédiation financière, croyances et mécanisme de transmission

Robert Amano, Scott Hendry et Guang-Jia Zhang

Introduction

Un nombre croissant d'études mettent l'accent sur la fonction des intermédiaires financiers dans l'économie. Nous avons choisi de nous pencher ici sur le rôle explicatif que les avoirs liquides pourraient jouer dans le comportement des intermédiaires financiers[1]. Pour ce faire, nous élargissons un modèle à participation limitée de type standard afin d'y incorporer : i) des intermédiaires financiers qui optimisent leurs profits en répartissant les fonds dont ils disposent entre des prêts à long terme et des avoirs liquides à court terme; ii) une asymétrie d'information entre les banques privées et les autorités monétaires. L'interaction de ces deux éléments nous permettra de représenter les périodes au cours desquelles les intentions des autorités monétaires ne sont pas évidentes aux yeux des agents du secteur privé. De ce point de vue, notre objectif n'est pas d'expliquer globalement le mécanisme de transmission de la politique monétaire; nous souhaitons plutôt faire ressortir l'importance des intermédiaires financiers dans ce mécanisme quand l'orientation de la politique monétaire ou la situation générale de l'économie n'est pas claire.

1. Dans le cas des banques à charte canadiennes, les avoirs liquides représentent en moyenne 12 %, soit une proportion notable, des actifs en dollars canadiens.

* Nous remercions Kevin Moran pour les nombreuses discussions qu'il a eues avec nous, ainsi que Walter Engert et Jack Selody pour leurs commentaires et leur soutien constant. Nous tenons également à remercier Jim Armstrong, Paul Gomme, Sylvain Leduc et les participants au colloque pour leurs observations utiles.

Nos résultats montrent qu'une politique monétaire expansionniste peut avoir des effets moins marqués mais plus persistants sur l'économie quand le public comprend mal le sens des interventions des autorités monétaires et que les intermédiaires financiers sont en mesure de choisir entre des prêts à long terme et des placements à court terme en avoirs liquides. Lorsque, en cas d'assouplissement de la politique monétaire, les intermédiaires financiers placent leurs fonds en avoirs liquides, on observe un effet réel positif moins marqué et des tensions inflationnistes moindres sur le marché des biens et services, du fait que les liquidités supplémentaires ne sont pas prêtées aux entreprises. Les banques n'offrent ces nouvelles liquidités sur le marché du crédit qu'une fois qu'elles ont la certitude que la banque centrale ne les retirera pas du système dans un avenir prochain. Cet effet monétaire n'est pas causé par une asymétrie d'information entre les prêteurs et les emprunteurs, du type décrit dans Bernanke, Gertler et Gilchrist (1998). Il est plutôt dû à la mauvaise lecture que les intermédiaires financiers font de la politique monétaire. Il peut y avoir plusieurs causes à cette mauvaise interprétation, notamment le manque de crédibilité des autorités monétaires, la relative rareté des modifications de la politique monétaire ou l'existence d'autres chocs influant sur les marchés financiers, de sorte qu'il est plus difficile aux institutions financières d'établir l'orientation de la politique monétaire.

Nos résultats indiquent aussi que les interventions des autorités monétaires ont des effets variables. Quand il n'y a aucune incertitude au sujet des intentions véritables des autorités, le délai de transmission de leurs interventions à l'économie est relativement bref. Quand le sens des interventions n'est pas évident, l'effet de la politique monétaire sur la production et l'inflation est moins marqué et il se fait sentir moins rapidement.

1 La structure du modèle

La structure de base du modèle reprend le cadre standard à participation limitée qu'ont utilisé Lucas (1990), Fuerst (1992) ainsi que Christiano et Eichenbaum (1992). Nous avons modifié le modèle pour permettre aux intermédiaires financiers de maximiser leurs profits en répartissant leurs ressources entres les avoirs liquides à court terme et les prêts à long terme quand ils ne sont pas certains des intentions de la banque centrale.

Une période, dans le modèle, correspond à un trimestre et se subdivise en deux. À la différence du modèle standard à participation limitée, notre modèle modifié admet deux « chocs » ou variations du taux d'expansion monétaire au cours de chaque trimestre — un choc avant que les décisions de prêt soient prises et l'autre qui survient après que ces

décisions ont été prises. Afin de réduire les coûts que pourrait entraîner le second choc, les intermédiaires financiers gardent des avoirs liquides en guise de stock tampon. Étant donné les processus générateurs de chocs et une diffusion imparfaite de l'information, le volume des avoirs liquides que détiennent les intermédiaires peut avoir d'importants effets sur le mécanisme de transmission de la politique monétaire.

Toutes les variables réelles et tous les prix sont déterminés pendant la première sous-période, lorsqu'on ne connaît que le premier choc. Après le second choc, les banques ne peuvent modifier que leurs avoirs liquides. Ensuite, le trimestre se termine de la façon habituelle : les prêts sont remboursés, les entreprises et les banques distribuent des dividendes, et les ménages choisissent le niveau de leurs dépôts pour la période suivante. Dans ce cadre, les avoirs liquides peuvent être ajustés plus fréquemment que la production.

1.1 La banque centrale

Dans notre modèle, la conduite de la politique monétaire repose sur la régulation du taux d'expansion monétaire. Une variation de ce taux peut être liée à la politique monétaire ou à d'autres facteurs. Les variations liées à la politique monétaire sont attribuables à la fonction de réaction, à la fixation de cibles par la banque centrale ou aux deux. Elles sont considérées dans le modèle comme relativement plus persistantes. Quant aux modifications du taux d'expansion monétaire qui ne sont pas liées à la politique monétaire, elles s'expliquent par exemple par la neutralisation des opérations de l'État, des erreurs aléatoires et les réactions aux chocs passagers subis par les variables en niveau dans le reste de l'économie. Ces modifications se produisent plus souvent que les chocs de politique monétaire. La distinction entre les deux types de choc est importante, puisqu'ils suivent des processus distincts et que les agents du secteur privé réagissent de manière très différente dans les deux cas. Plus précisément, désignons par X_t le transfert total de monnaie aux banques au cours de la période t. D'après notre hypothèse, X_t peut se décomposer comme suit :

$$X_t = X_t^p + X_t^{np}, \qquad (1)$$

X_t^p désignant la composante liée à la politique monétaire, et X_t^{np} la composante qui n'y est pas liée. Nous faisons l'hypothèse que la banque centrale dispose d'une information complète, alors que le public ne peut observer que X_t. Nous postulons en outre que le taux de croissance de la composante de politique monétaire suit un processus autorégressif positif d'ordre 1 de sorte que, quand la banque centrale procède à une intervention, elle a tendance à la mener jusqu'au bout. À l'inverse, la composante qui

n'est pas liée à la politique monétaire suit un processus moyenne mobile négatif; par conséquent, tout changement s'inverse au cours des quelques sous-périodes qui suivent. La section consacrée à l'étalonnage fournit plus de détails sur le paramétrage des deux processus.

Pour tenir compte du fait que les banques centrales peuvent généralement revoir leurs décisions plus souvent que les entreprises ne peuvent modifier leurs plans de production, nous supposons que la banque centrale intervient à deux reprises au cours d'une période déterminée. Par conséquent, chacune des deux composantes de la variation du taux de croissance monétaire peut encore être décomposée en deux valeurs correspondant à chaque sous-période, soit

$$X_t^p = X_{1t}^p + X_{2t}^p \tag{2}$$

et

$$X_t^{np} = X_{1t}^{np} + X_{2t}^{np}, \tag{3}$$

où X_{it}^j représente le transfert monétaire $j = \{p, np\}$ effectué durant la sous-période $i = \{1, 2\}$ de la période t.

1.2 Les banques commerciales

Les intermédiaires financiers maximisent leurs profits en choisissant la combinaison optimale de prêts à long terme aux entreprises et de placements à court terme en avoirs liquides. Les prêts aux entreprises sont considérés comme une intermédiation productive, puisque les emprunteurs produisent des biens réels. Les placements en avoirs liquides, par contre, sont considérés comme non productifs, cette activité ne débouchant sur aucun bien réel. Aussi ces avoirs liquides peuvent-ils être considérés comme des dépôts à la banque centrale ou des achats de titres d'État. Les effets commerciaux émis sur le marché intérieur ne devraient pas être inclus dans les avoirs liquides parce qu'ils représentent un mode de transfert de liquidités aux entreprises autre que l'octroi direct de prêts à ces dernières au cours de la période où les liquidités sont injectées dans l'économie[2].

Dans l'économie représentée par notre modèle, les banques combinent les dépôts des ménages N_t à un transfert initial de la banque centrale X_{1t} pour consentir des prêts aux entreprises B_t et acquérir des avoirs

2. Les avoirs liquides pourraient cependant consister en achats de papier commercial à court terme émis à l'étranger, à condition que la production supplémentaire réalisée à l'étranger n'exerce aucun effet de rétroaction appréciable.

liquides nets D_{1t}[3]. Après avoir observé le premier choc de politique monétaire de la période t, les banques commerciales prennent leurs décisions en matière de prêt à la lumière de leur évaluation de la répartition de X_{1t} entre X^{p}_{1t} et X^{np}_{1t} ainsi que des valeurs prévues de ces deux composantes. Le transfert monétaire de la deuxième sous-période, X_{2t}, a lieu après que les banques ont pris leurs décisions de prêt pour la période t. Nous faisons l'hypothèse qu'elles ne peuvent rappeler leurs prêts avant l'échéance ou qu'il leur en coûte beaucoup trop cher de le faire. Par conséquent, elles peuvent modifier leurs avoirs liquides uniquement après avoir observé X_{2t}, de sorte que les transferts monétaires de la seconde sous-période servent soit à accroître les avoirs liquides, soit à diminuer les emprunts à court terme.

De façon formelle, les banques commerciales maximisent leurs profits en fonction de l'ensemble d'informations $\Omega_{1t} = \{\Omega_{2t-1}, X_{1t}\}$ au cours de la première moitié de la période t[4] en répartissant leurs fonds entre les avoirs liquides et les prêts aux entreprises, c'est-à-dire

$$\max_{B_t, D_{1t}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \pi_t^b$$

$$= \max_{B_t, D_{1t}} E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \{R_t^l B_t + [R^g(R_t^l, D_{2t}) \cdot D_{2t} | \Omega_{1t}] - R_t^d N_t\}\right] \quad (4)$$

sous les conditions

$$N_t + X_{1t} = B_t + D_{1t}, \quad (5)$$

$$D_{1t} + E_t[X_{2t} | \Omega_{1t}] = E_t[D_{2t} | \Omega_{1t}]. \quad (6)$$

Les banques obtiennent un taux d'intérêt R_t^l sur leurs prêts aux entreprises et un taux de rendement R_t^g sur leurs avoirs liquides en fin de période, D_{2t}. Nous faisons l'hypothèse que la période de détention de D_{1t} est tellement courte qu'aucun rendement n'est réalisé. L'équation (5) représente la contrainte de paiement au comptant qui s'applique aux banques en début de période, et l'équation (6) la contrainte de paiement au comptant prévue par les banques au début de la seconde sous-période. Un transfert monétaire

3. D_{1t} désigne les avoirs liquides nets parce que sa valeur peut être soit positive (prêts à court terme ou dépôts à la banque centrale), soit négative (emprunts à court terme à la banque centrale).

4. $\Omega_{2t} = \{\Omega_{1t}, X_{2t}\} = \{..., X_{1t-1}, X_{2t-1}, X_{1t}, X_{2t}\}$ est l'ensemble d'informations relatif à l'évolution passée de la croissance monétaire jusqu'à la fin de la seconde sous-période de la période t.

reçu à ce moment-là ne peut être prêté, mais il peut servir à accroître les avoirs liquides nets des banques.

Nous faisons l'hypothèse que le taux de rendement obtenu sur les avoirs liquides est supérieur à R_t^l si les intermédiaires financiers sont des emprunteurs nets sur l'ensemble de la période ($D_{2t} < 0$) et inférieur à R_t^l si les banques sont des prêteurs nets ($D_{2t} > 0$). Si, en fin de période, les intermédiaires ont des dépôts à la banque centrale ($D_{2t} > 0$), ils obtiennent un certain rendement, $R_t^g < R_t^d$, qui est inférieur au taux des prêts. Si, par contre, ils se retrouvent à la fin de la période t en position débitrice par rapport à la banque centrale ($D_{2t} < 0$), ils doivent acquitter une pénalité, $R_t^g < R_t^l$, qui est supérieure au taux que les ménages reçoivent sur leurs dépôts. Ce mécanisme permet de faire en sorte que les banques détiennent un volume optimal d'avoirs liquides à des fins de précaution. Par conséquent, R^g est une fonction en escalier, qui peut être approchée par la fonction continue[5]

$$R_t^g = R_t^l - \kappa D_{2t}^{\frac{1}{3}}, \tag{7}$$

où $\kappa > 0$.

La condition de premier ordre associée au problème précédent s'exprime par

$$E_t\left\{\lambda_t(N_t + X_{1t} + X_{2t} - B_t)^{\frac{1}{3}}\middle|\Omega_{1t}\right\} = 0. \tag{8}$$

Cela implique que les banques acquièrent initialement un volume D_{1t} d'avoirs liquides jusqu'à ce que leurs avoirs attendus pour l'ensemble de la période soient de zéro. Ce comportement est optimal parce qu'il est plus avantageux pour les intermédiaires financiers de prêter leurs fonds que de les garder sous forme d'avoirs liquides. Si les banques anticipent une augmentation de la masse monétaire au cours de la seconde sous-période, elles diminueront leurs avoirs liquides en contractant des emprunts auprès de la banque centrale, de manière à pouvoir prêter davantage que leurs encaisses initiales de $N_t + X_{1t}$. Inversement, si les banques prévoient une contraction de la masse monétaire, elles réduiront leurs prêts aux entreprises

5. La solution du modèle, à l'exception de R_t^g, ne dépend pas des paramètres de la fonction R_t^g en (7). Ces paramètres déterminent l'importance du saut dans la fonction R_t^g et ne modifient pas le désir des banques d'établir le niveau de leurs avoirs liquides, D_{2t}, à zéro sur l'ensemble de la période. Les banques veulent éviter toute pénalité, qu'elle soit faible ou élevée. Il serait intéressant d'examiner un modèle dans lequel la banque centrale conduirait sa politique monétaire en modifiant temporairement la moyenne de la fonction R_t^g. Cela amènerait les banques à ajuster leurs avoirs liquides à la suite d'un changement des rendements attendus induit par la politique monétaire.

pour acquérir plutôt des avoirs liquides, de manière à pouvoir compenser le choc attendu.

1.3 Les entreprises

Nous faisons l'hypothèse que les entreprises évoluent dans un système de concurrence parfaite. Elles empruntent des fonds aux banques commerciales pour financer leur masse salariale et louent des capitaux sur les marchés financiers. Ces entreprises, qui doivent considérer les prix comme donnés, maximisent leurs profits, π_t, en choisissant la combinaison optimale de capital, k_t, et de travail, l_t, à la lumière du même ensemble d'informations que celui dont disposent les banques commerciales, c'est-à-dire

$$\max_{k_t, l_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \pi_t$$

$$= \max_{k_t, l_t} E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \{ P_t \cdot F(k_t, l_t) - r_t \cdot P_t \cdot k_t - R_t^l \cdot W_t \cdot l_t | \Omega_{1t} \} \right] \quad (9)$$

où P_t représente le prix de la production, r_t le taux net de location du capital, et W_t le taux salarial nominal, la production étant donnée par

$$F(k_t, l_t) = z_t \cdot k_t^{\alpha} \cdot l_t^{1-\alpha}, \quad (10)$$

où z_t représente l'état de la technologie. La demande optimale de capital et de travail satisfait aux conditions marginales suivantes :

$$\frac{\partial F(k_t, l_t)}{\partial k_t} = r_t \quad (11)$$

et

$$\frac{\partial F(k_t, l_t)}{\partial l_t} = R_t^l \cdot \frac{W_t}{P_t}. \quad (12)$$

L'équation (11) relie la productivité marginale du capital des entreprises à leur taux réel de location du capital. L'équation (12) implique que la demande de travail des entreprises est fonction inverse du taux salarial réel et du coût des capitaux empruntés.

1.4 Les ménages

Les ménages amorcent la période t en possession d'encaisses M_t^c et de dépôts bancaires N_t, aucune de ces deux valeurs ne pouvant être modifiée

avant la fin de la période. Après avoir observé le premier transfert monétaire de la période t, mais non le second, les ménages reçoivent un revenu salarial en contrepartie du travail fourni aux entreprises. Ils consacrent leur revenu du travail et leurs encaisses à un investissement i_t et à une consommation c_t, conformément à la contrainte de paiement au comptant

$$P_t c_t + P_t i_t = M_t^c + W_t l_t . \tag{13}$$

À la fin de la période t, les ménages, étant en possession de toute l'information disponible sur les chocs de politique monétaire, divisent la richesse à reporter à la période $t + 1$ en dépôts auprès des intermédiaires financiers, N_{t+1}, et en encaisses, M_{t+1}^c. Les ménages prennent cette décision à la lumière de toute l'information relative à la période t, $\Omega_{2t} = \{\Omega_{2t-1}, x_{1t}, x_{2t}\}$. Ce processus est résumé par la contrainte budgétaire suivante :

$$N_{t+1} + M_{t+1}^c = R_t^d \cdot N_t + r_t P_t \cdot k_t + \pi_t^b + \pi_t . \tag{14}$$

Le côté droit de l'équation (14) représente les sources de fonds des ménages : les dépôts augmentés de l'intérêt, le revenu de location du capital et les dividendes reçus des banques et des entreprises.

Le stock de capital évolue de la façon suivante :

$$k_{t+1} = (1 - \delta) k_t + i_t . \tag{15}$$

Les ménages doivent résoudre un problème d'optimisation en deux étapes pour maximiser leur utilité espérée sur leur durée de vie. Au cours de la première sous-période, ils choisissent leur consommation, leur offre de travail et leur investissement de manière à maximiser

$$max_{\{c_t, l_t, k_{t+1}\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{U(c_t, 1 - l_t)\}, \tag{16}$$

sous réserve des contraintes (13) à (15), d'après l'ensemble d'informations Ω_{1t}. La résolution de ce problème permet de définir les conditions marginales suivantes pour l_t et k_{t+1} respectivement :

$$U_{1t}(c_t, 1 - l_t) \cdot \frac{W_t}{P_t} = U_{2t}(c_t, 1 - l_t), \tag{17}$$

$$U_{1t}(c_t, 1 - l_t) =$$

$$\beta E_t\{(1 - \delta) \cdot U_{1t+1}(c_{t+1}, 1 - l_{t+1}) + \lambda_{t+1} P_{t+1} r_{t+1} | \Omega_{1t}\}. \tag{18}$$

Au cours de la seconde sous-période, les ménages choisissent les dépôts et les encaisses de la période $t+1$ de manière à maximiser

$$max_{\{M^c_{t+1}, N_{t+1}\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{U(c_t, 1-l_t)\}, \quad (19)$$

sous réserve des contraintes (13) à (15), en fonction de l'ensemble d'informations Ω_{2t}. Les conditions marginales applicables à N_{t+1} et à M^c_{t+1} respectivement sont les suivantes :

$$\lambda_t = \beta E_t \left\{ \lambda_{t+1} R^d_{t+1} \middle| \Omega_{2t} \right\}, \quad (20)$$

$$\lambda_t = \beta E_t \left[\frac{U_{1t+1}(c_{t+1}, 1-l_{t+1})}{P_{t+1}} \middle| \Omega_{2t} \right]. \quad (21)$$

La variable λ_t est le multiplicateur de Lagrange lié à la contrainte budgétaire (14); elle représente la valeur implicite de l'ajout d'un dollar aux encaisses. Les taux de rémunération du travail et de location du capital sont tels que l'offre et la demande sont en équilibre sur les marchés du travail et du capital. Les conditions suivantes garantissent l'équilibre sur le marché des biens et services et sur celui des prêts :

$$c_t = i_t = F(k_t, l_t), \quad (22)$$

$$N_t + X_{1t} - D_{1t} = W_t l_t. \quad (23)$$

1.5 La structure d'information et les croyances

Comme nous l'avons vu, les variations du taux d'expansion monétaire peuvent être décomposées en deux éléments : la composante liée à la politique monétaire et celle qui ne l'est pas. Seules les autorités monétaires savent pourquoi le taux d'expansion monétaire a changé. Les autres agents doivent formuler leurs propres conjectures concernant l'importance relative des deux composantes dans le changement du taux d'expansion monétaire. Nous faisons l'hypothèse que les agents extraient de l'information des données observables — le taux effectif d'expansion monétaire — à l'aide d'un filtre de Kalman (voir Sargent, 1987, et Hamilton, 1994).

En les divisant par la masse monétaire en début de période, M_t, nous pouvons convertir les transferts monétaires en taux de croissance. Les agents du secteur privé disposent d'une information complète sur les paramètres et sur l'ordre du processus autorégressif et du processus moyenne mobile des deux composantes du taux d'expansion monétaire. Par contre, seule la

banque centrale possède une information complète sur les chocs effectifs que subissent les deux processus. Exprimons sous la forme suivante la composante de politique monétaire du taux d'expansion monétaire au cours des première et seconde sous-périodes de la période t :

$$x_{1t}^{p} = (1-\rho)x + \rho x_{2t-1}^{p} + \varepsilon_{1t}^{p}, \tag{24}$$

$$x_{2t}^{p} = (1-\rho)x + \rho x_{1t-1}^{p} + \varepsilon_{2t}^{p}. \tag{25}$$

La composante du taux de croissance qui n'est pas liée à la politique monétaire et qui revêt la forme d'une moyenne mobile d'ordre N s'exprime ainsi :

$$x_{1t}^{np} = \varepsilon_{1t}^{np} + b_1 \cdot \varepsilon_{2t-1}^{np} + \ldots + b_N \cdot \varepsilon_{jt-k}^{np} \tag{26}$$

$$x_{2t}^{np} = \varepsilon_{2t}^{np} + b_1 \cdot \varepsilon_{1t}^{np} + \ldots + b_N \cdot \varepsilon_{lt-m}^{np}, \tag{27}$$

où[6]

$$\sum_{i=1}^{N} b_i = -1. \tag{28}$$

Il découle de cette dernière hypothèse que les agents croient que tout choc non lié à la politique monétaire s'inversera complètement au cours des périodes à venir. Tous les agents connaissent les paramètres des processus d'impulsion, mais les agents du secteur privé ne peuvent observer les valeurs des chocs, ε_{1t}^{p}, ε_{2t}^{p}, ε_{1t}^{np} et ε_{2t}^{np}. Dans des travaux futurs, nous analyserons aussi les conséquences de l'incertitude entourant les paramètres.

Nous inspirant de Hamilton (1994), nous définissons la représentation en espace d'états du système au moyen des deux équations suivantes :

$$\xi_{t+1} = F_{(N+2)\times(N+2)} \cdot \xi_t + v_{t+1} \tag{29}$$

$$x_{1t} = H' \cdot \xi_t, \tag{30}$$

où, dans ce cas,

$$\xi_t = [x_{1t}^{p}, \varepsilon_{1t}^{np}, \varepsilon_{2t-1}^{np}, \ldots, \varepsilon_{jt-k}^{np}]' \tag{31}$$

6. Pour $N \geq 2$, si N est pair, on a $j = l = 1$ et $k = m = N/2$. Si N est impair, on a $j = l = 2$, $k = (N+1)/2$ et $m = (N-1)/2$.

$$F = \begin{bmatrix} \rho & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix} \quad (32)$$

$$v_{t+1} = [\varepsilon^{p}_{1t+1}, \varepsilon^{np}_{1t+1}, 0, \dots, 0]' \quad (33)$$

$$H' = [1, 1, b_1, b_2, \dots, b_N]. \quad (34)$$

Un ensemble d'équations similaire définit la représentation du taux d'expansion monétaire au cours de la seconde sous-période de la période t, x_{1t}.

La projection du vecteur non observable, $\xi_{t+1|t}$, peut s'exprimer sous la forme récursive suivante :

$$\hat{\xi}_{t+1|_t} = F \cdot \hat{\xi}_{t|_{t-1}} + K_t[x_{1t} - H' \cdot \hat{\xi}_{t|_{t-1}}], \quad (35)$$

où

$$K_t = F \cdot P_{t|_{t-1}} \cdot H(H'P_{t|_{t-1}}H)^{-1}, \quad (36)$$

la matrice des erreurs quadratiques moyennes étant définie par

$$P_{t+1|_t} = E[(\xi_{t+1} - \hat{\xi}_{t+1|_t})(\xi_{t+1} - \hat{\xi}_{t+1|_t})']. \quad (37)$$

2 L'étalonnage du modèle

L'équilibre concurrentiel est défini par les équations (5), (6), (8), (11) à (15), (17), (18) et (20) à (23). Nous avons obtenu la solution stationnaire de l'équilibre en divisant toutes les variables nominales par l'encaisse nominale M_t, avant d'étalonner le régime permanent de l'équilibre stationnaire au moyen de données trimestrielles canadiennes allant de 1956 à 1998.

Étant donné que nous nous intéressons ici à la propagation des chocs monétaires, nous avons fait l'hypothèse qu'il n'y avait aucune innovation technique. Le facteur d'actualisation β est fixé à 0,993, de sorte que le taux d'intérêt réel par trimestre est de 2,8 % sur une base annuelle, soit à peu près la valeur moyenne observée d'après les données. Nous faisons l'hypothèse que le capital se déprécie à un taux trimestriel de 2,5 %. Suivant la

procédure normale, le paramètre du capital est fixé à 0,36. Nous posons que la fonction d'utilité est de la forme fonctionnelle suivante :

$$U(c_t, 1 - l_t) = \frac{[(c_t)^{1-\gamma}(1 - l_t)^{\gamma}]^{\psi}}{\psi}. \tag{38}$$

Le paramètre γ est fixé à 0,81, de sorte que le ménage représentatif consacre au travail environ 17 % de son temps disponible (le nombre total d'heures travaillées au Canada divisé par le nombre d'heures-personnes disponibles, d'après une journée de 16 heures). Le paramètre d'aversion pour le risque, ψ, est établi à – 0,5, valeur conforme à celles trouvées dans d'autres études portant sur la question.

Comme le taux moyen de croissance trimestriel de M1 au Canada est de 1,1 %, nous faisons l'hypothèse que le taux de croissance monétaire en régime permanent (*steady state*) est de 0,55 % au cours de chaque sous-période. Dans l'annexe, nous décrivons à la fois l'étalonnage du processus d'expansion monétaire et la méthode mise en œuvre pour résoudre le système d'équations. Nous postulons aussi que la composante du taux d'expansion monétaire liée à la politique monétaire a un paramètre autorégressif d'ordre 1, ρ, égal à 0,5 et que l'autre composante suit un processus moyenne mobile d'ordre 1 assorti du coefficient $b_1 = -1{,}0$. Sauf indication contraire, la composante de politique monétaire représente 10 % de la variance du taux global d'expansion monétaire (c'est-à-dire $a = var(x_t^p) / var(x_t) = 0{,}1$). Les agents mettent donc du temps à reconnaître un choc de politique monétaire.

La faible pondération attribuée à la composante de politique monétaire peut s'interpréter de diverses façons : la banque centrale est peu crédible, les chocs de politique monétaire sont peu fréquents ou ils sont généralement de faible amplitude. La pondération de l'autre composante peut aussi être perçue comme l'évaluation que les institutions financières font de la probabilité qu'elles aient besoin du transfert monétaire courant pour se prémunir contre les chocs temporaires susceptibles de se produire avant que, en moyenne, leurs prêts viennent à échéance ou deviennent productifs. Par exemple, lorsque les institutions financières estiment que le risque de chocs financiers est relativement élevé, elles ont tendance à détenir un volume supérieur d'avoirs liquides pour pouvoir amortir l'effet de ces perturbations; cela se traduirait aussi par une valeur plus faible de *a*. Autrement dit, en présence de chocs financiers, les institutions financières ont plus de mal à interpréter l'environnement dans lequel elles évoluent, et notamment l'orientation et la conduite de la politique monétaire.

Nous ne prétendons pas que cet étalonnage des deux composantes des variations du taux de croissance monétaire soit réaliste dans tous les cas.

Il est arrivé dans le passé que la banque centrale fasse clairement connaître ses intentions. Inversement, il y a aussi eu des cas où les intentions de la banque centrale n'ont pas été particulièrement évidentes. C'est la deuxième situation que nous allons analyser ici.

3 Les résultats

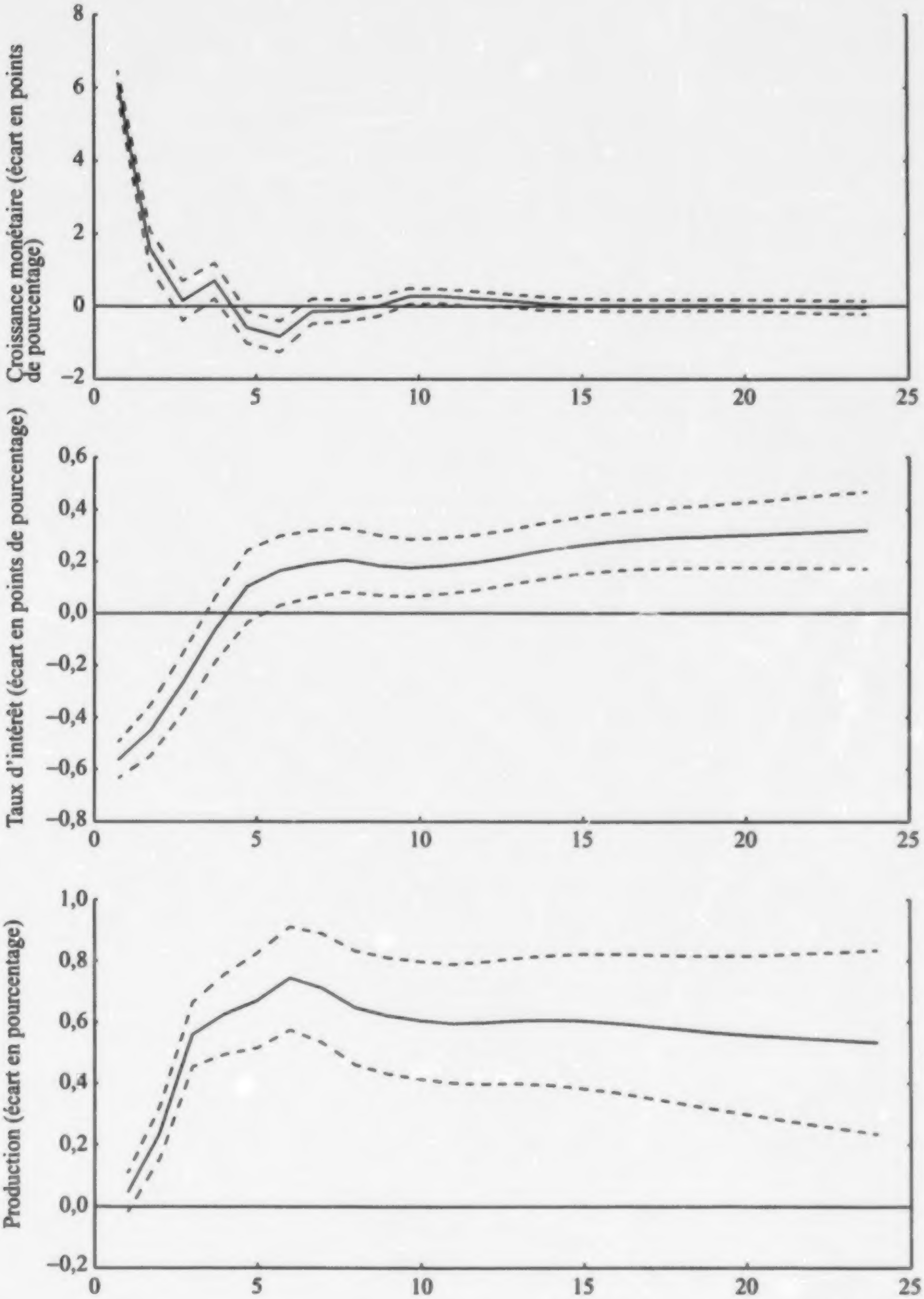
Notre propos est d'étudier la manière dont les intermédiaires financiers contribuent à propager un choc expansionniste de politique monétaire quand : i) les intermédiaires sont libres de choisir entre les prêts aux entreprises et l'acquisition d'avoirs liquides à court terme; ii) les intermédiaires financiers et le reste du public doivent découvrir progressivement les intentions véritables des autorités monétaires. C'est dans ce but qu'ont été conçues les simulations présentées ci-après.

En premier lieu, nous montrons, dans un contexte d'information complète, comment notre modèle se comporte par rapport à un modèle à participation limitée de type standard. En deuxième lieu, étant donné que les intermédiaires financiers peuvent optimiser l'affectation de leurs fonds entre les prêts à long terme et les placements à court terme, nous étudions la manière dont ils propagent un choc de politique monétaire avec et sans une information complète. En troisième lieu, nous montrons comment une formalisation plus réaliste du secteur de l'intermédiation financière peut améliorer le comportement du modèle standard en cas de diffusion imparfaite de l'information. Cependant, avant de présenter les résultats obtenus à l'aide du modèle, nous exposons quelques constats empiriques qui font ressortir l'importance de l'intermédiation financière dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire.

3.1 Les données canadiennes

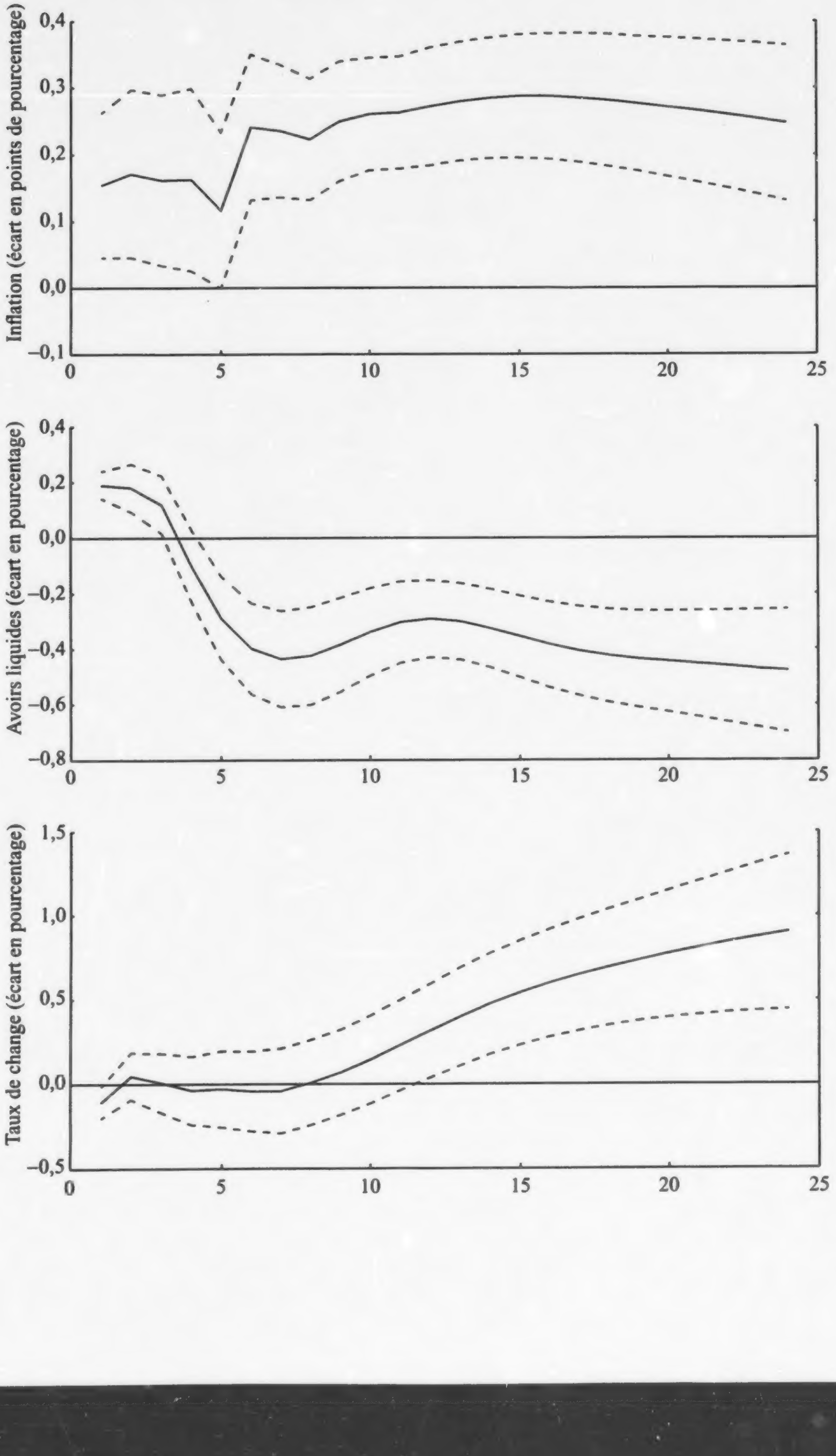
La Figure 1 illustre les résultats de la simulation d'un choc de politique monétaire au moyen d'un vecteur autorégressif (VAR) à six variables avec des intervalles de confiance d'un écart-type, à partir de données canadiennes allant de 1956 à 1998. Nous faisons appel à une décomposition simple à la Choleski, où les variables sont classées dans l'ordre suivant : M1, le taux du financement à un jour, la production, l'indice des prix à la consommation (IPC), le rapport des avoirs liquides des banques à charte à leur actif total et le taux de change. Les résultats varient quelque peu selon les périodes et l'ordre des variables, mais les profils de réaction sont généralement robustes. Un choc exogène appliqué à la monnaie fait baisser le taux d'intérêt pendant environ trois trimestres avant que l'effet de l'inflation anticipée ne devienne dominant et ne fasse remonter le taux d'intérêt

Figure 1
Profils de réaction obtenus à partir de vecteurs autorégressifs fondés sur des données canadiennes allant de 1956 à 1998



(à suivre)

Figure 1 (suite)
Profils de réaction obtenus à partir de vecteurs autorégressifs fondés sur des données canadiennes allant de 1956 à 1998



au-dessus de son niveau initial. La production augmente et marque un pic environ cinq trimestres après le choc. La hausse de l'inflation s'étend sur une période plus longue, la réaction maximale étant observée environ 15 trimestres après le choc.

Nous nous intéressons principalement dans cette étude à l'accumulation d'avoirs liquides par les banques à charte juste après un choc expansionniste de politique monétaire. Nous croyons que ce résultat tient à deux grands facteurs. Tout d'abord, la baisse attendue des taux d'intérêt à mesure que le choc se révèle crée des anticipations de plus-values. Ensuite, la nature du choc n'est pas toujours évidente pour les agents du secteur privé. Il se peut que les intermédiaires financiers voient dans l'assouplissement de la politique monétaire un changement de courte durée, qui fera bientôt place à un durcissement. Les banques choisiront alors de détenir un volume supérieur d'avoirs liquides afin de se prémunir contre le surcroît d'incertitude. La variation des avoirs liquides modifie la composition du bilan des intermédiaires financiers, ce qui se répercute sur les prêts à long terme aux entreprises non financières et le financement des autres activités lucratives. Nous sommes d'avis que les modèles théoriques qui ne tiennent pas compte de cet aspect (parmi d'autres) du comportement du secteur financier peuvent laisser à désirer et que cette omission peut avoir une incidence importante sur les réactions simulées.

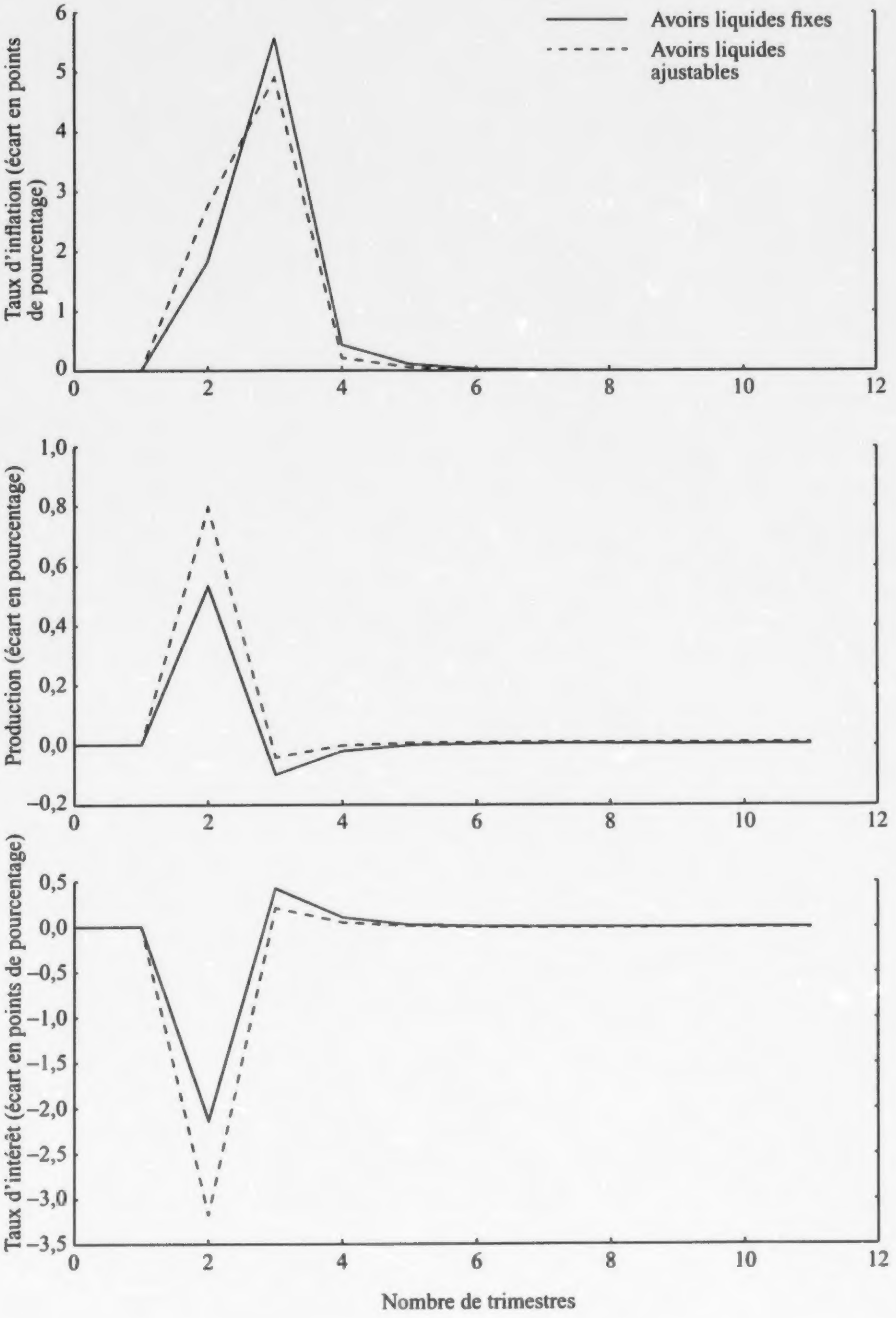
3.2 Quelques éléments d'analyse quantitative

3.2.1 Les décisions en matière de détention d'avoirs liquides importent, même en situation d'information complète

Dans le cas de référence, qui correspond pour l'essentiel à un modèle à participation limitée de type standard, nous faisons l'hypothèse que les banques peuvent uniquement recueillir des dépôts auprès des ménages et accorder des prêts aux entreprises. Dans le scénario de rechange que nous examinons, nous tentons de déterminer comment les décisions de crédit des banques se modifient lorsqu'elles peuvent choisir le montant optimal de leurs avoirs liquides. En d'autres termes, nous cherchons à voir comment une représentation plus réaliste du comportement des intermédiaires financiers modifie la dynamique de certaines variables macroéconomiques clés après un choc de politique monétaire.

La Figure 2 illustre les réactions de l'inflation, de la production et du taux d'intérêt après que le taux de croissance monétaire a été modifié par les autorités, quand la nature du choc de politique monétaire est entièrement connue. Les réactions sont généralement importantes mais de courte durée quand les agents disposent d'une information complète, parce que seul le choc

Figure 2
Choc de politique monétaire, information complète



initial est inattendu. Les chocs de politique monétaire sont persistants, ce qui permet aux banques commerciales de prévoir correctement les nouveaux transferts monétaires au cours de la seconde sous-période et, par voie de conséquence, de réduire leurs avoirs liquides quand la chose est possible. L'offre de monnaie dans l'économie augmente donc par le truchement d'une hausse des prêts aux entreprises, ce qui fait monter l'inflation et la production. Étant donné cette surabondance de fonds sur le marché des prêts, l'effet de liquidité sur le taux d'intérêt est plus marqué lorsque les banques ont la possibilité de modifier leurs avoirs liquides.

Lorsque le taux de croissance monétaire subit un choc non lié à la politique monétaire et que les agents disposent d'une information complète (voir la Figure 3), les banques peuvent modifier leurs avoirs liquides de manière que le choc n'ait aucun effet sur l'économie. En effet, les banques conserveront la totalité des nouveaux fonds injectés initialement, puisqu'elles savent que la banque centrale les retirera du système au cours de la seconde sous-période. Les avoirs liquides augmentent, mais les prêts aux entreprises ne changent pas. L'inflation et la production ne varient pas non plus et demeurent à leur valeur de régime permanent. Si, par contre, les banques ne peuvent modifier leurs avoirs liquides, les nouveaux fonds doivent être prêtés aux entreprises, ce qui entraîne une baisse du taux débiteur et une hausse de la production. Le taux d'inflation augmente au cours de la période du choc, mais retombe au-dessous de sa valeur de régime permanent à la période suivante, lorsque les fonds supplémentaires sont retirés de l'économie.

3.3 Situation d'information incomplète

Les profils de réaction illustrés à la Figure 4 montrent combien les croyances influent sur la propagation des chocs monétaires quand les banques peuvent optimiser la combinaison de prêts à long terme et de placements à court terme à leur bilan.

Dans la réalité, les agents du secteur privé ne sont pas parfaitement informés des modifications de la politique monétaire ou de la situation économique de façon générale. Dans le cas des banques, il est particulièrement important, si elles veulent prendre de bonnes décisions, de bien interpréter les interventions de la banque centrale parce que ce sont elles qui reçoivent directement les transferts monétaires. Dans notre modèle, les croyances des agents concernant la politique monétaire peuvent être obtenues lorsqu'on connaît trois paramètres : le rapport de la variance de x_t^p à la variance de x_t $(a = 0,1)$, qui règle la vitesse à laquelle les agents prennent connaissance du véritable choc monétaire; le coefficient

Figure 3
Choc non lié à la politique monétaire, information complète

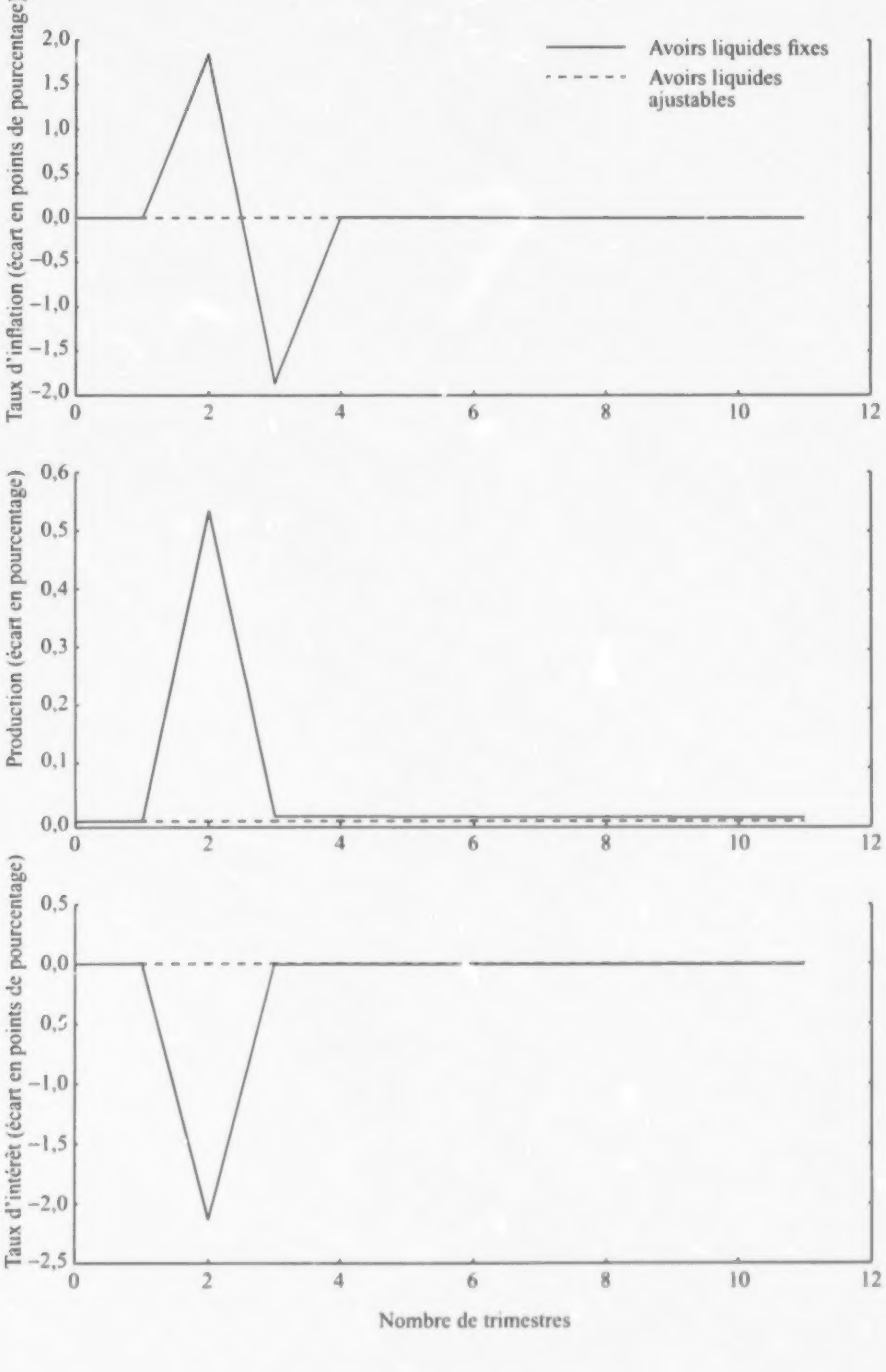
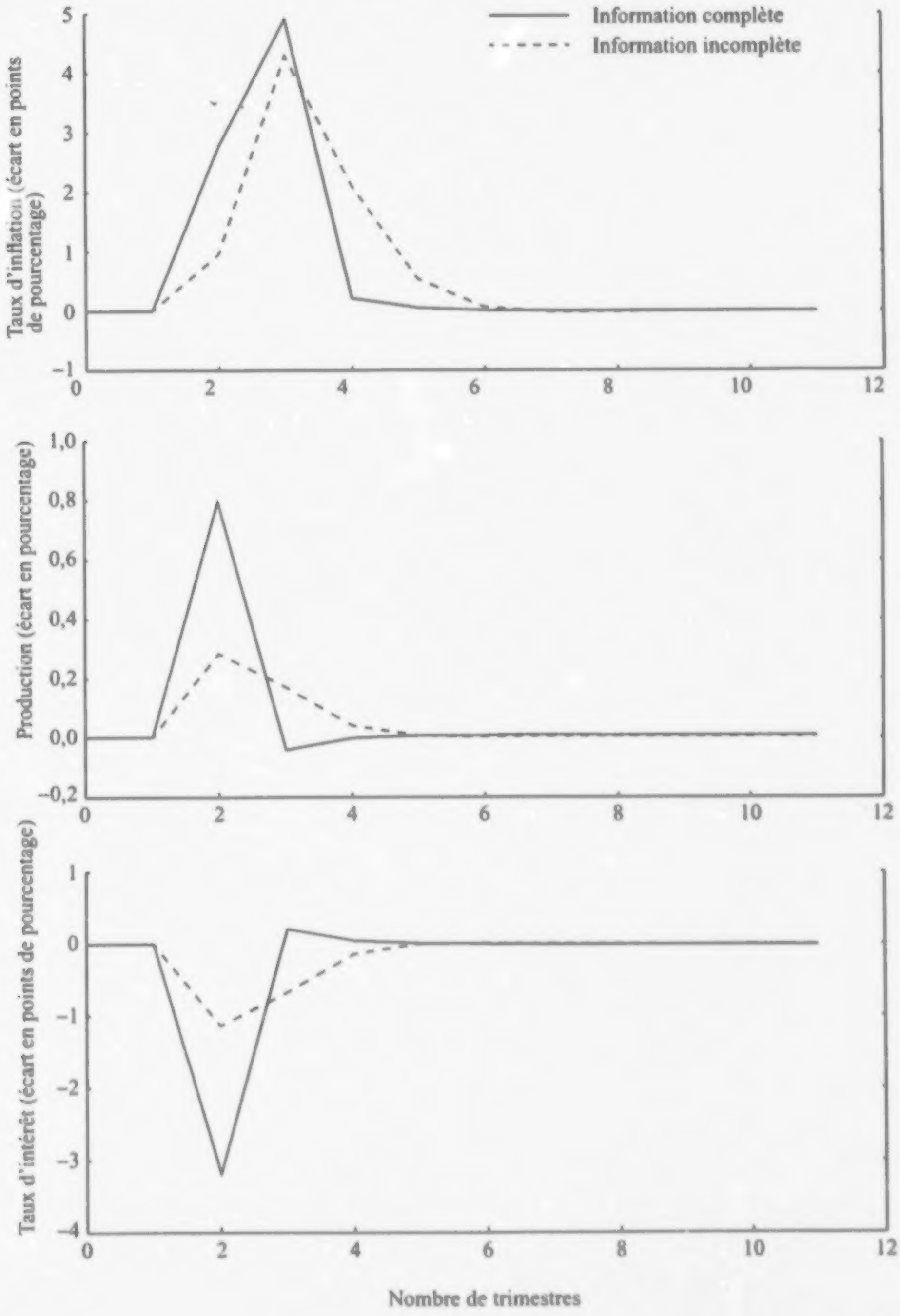


Figure 4
Choc de politique monétaire — Avoirs liquides ajustables en contexte d'information incomplète et complète



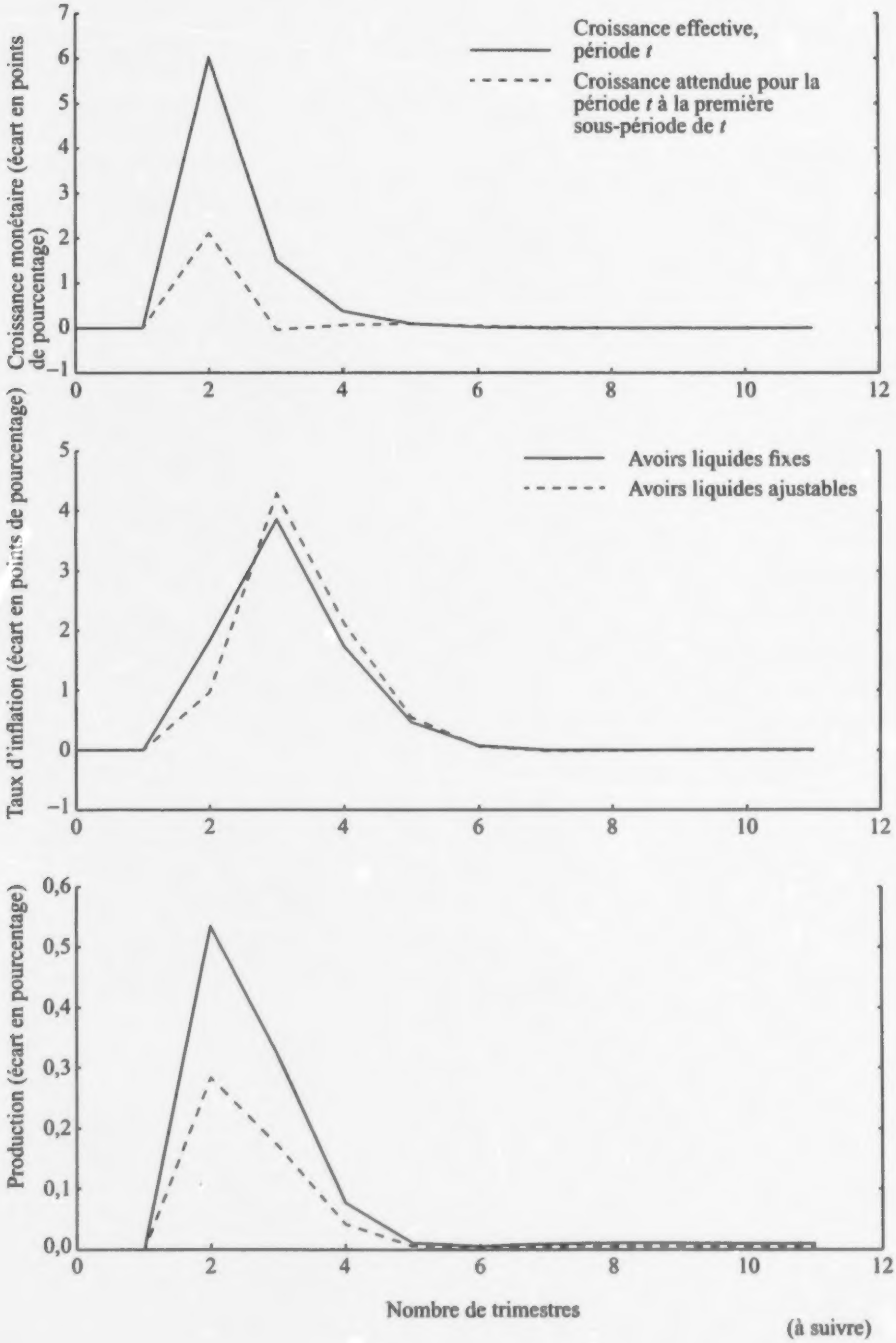
d'autocorrélation de la composante de politique monétaire ($\rho = 0{,}5$); le vecteur des coefficients de l'autre composante ($b = -1$).

À la Figure 4, les banques prennent à tort une intervention de la banque centrale pour un choc non lié à la politique monétaire (situation d'information incomplète), ce qui les amène à croire que le choc expansionniste de la première sous-période sera inversé par les autorités monétaires à la deuxième sous-période. Elles ont donc tendance à investir davantage en avoirs liquides (à emprunter moins à la banque centrale) et à réduire leurs prêts aux entreprises. Il en résulte une hausse du taux débiteur, ou un effet de liquidité moins marqué, par l'entremise d'une réduction de l'offre sur le marché du crédit. Cela a pour conséquence une diminution de l'investissement, de l'offre de travail et de la production. Les ménages reçoivent désormais un revenu du travail inférieur et ils consomment moins. En investissant davantage en avoirs liquides, les banques empêchent que les nouvelles liquidités soient consacrées à l'achat de biens et services, ce qui réduit les tensions inflationnistes.

La simulation suivante (Figure 5) permet de comparer le modèle où les avoirs liquides peuvent être ajustés et où l'information est incomplète au modèle où les avoirs liquides sont fixes et l'information également imparfaite. Comme les banques s'attendent à ce que le choc de la période en cours soit inversé, elles tendent à accroître leurs avoirs liquides, dans la mesure du possible, au lieu de prêter des fonds aux entreprises. Dans un premier temps, les tensions inflationnistes diminuent dans l'économie puisqu'une proportion appréciable des liquidités injectées dans cette dernière par la banque centrale est retenue « à tort » par le système financier et devient donc non productive, du moins pendant une période. La réaction initiale de l'inflation est atténuée, mais l'ajustement ultérieur est plus prononcé et un peu plus persistant. L'effet produit sur la production et les taux d'intérêt est plus sensible. Plus précisément, les réactions de la production et des taux d'intérêt sont nettement réduites, en raison des choix faits par les banques en ce qui concerne la composition de leur actif.

Afin de mettre en évidence les résultats qui se dégagent des exemples précédents, nous présentons à la Figure 6 les réactions obtenues en présence d'un problème plus sérieux d'extraction de l'information — c'est-à-dire lorsque le coefficient de pondération de la composante de politique monétaire, dans le taux d'expansion monétaire, n'est que de 0,01 au lieu de 0,1. Plus le problème d'information est de taille, plus la possibilité de placer les fonds en avoirs liquides a une influence sur l'économie. Les réactions de l'inflation et de la production sont plus faibles et s'étalent sur une plus longue période quand les banques gardent un volume supérieur de fonds sous forme d'avoirs liquides.

Figure 5
Choc de politique monétaire, information incomplète



(à suivre)

Figure 5 (suite)
Choc de politique monétaire, information incomplète

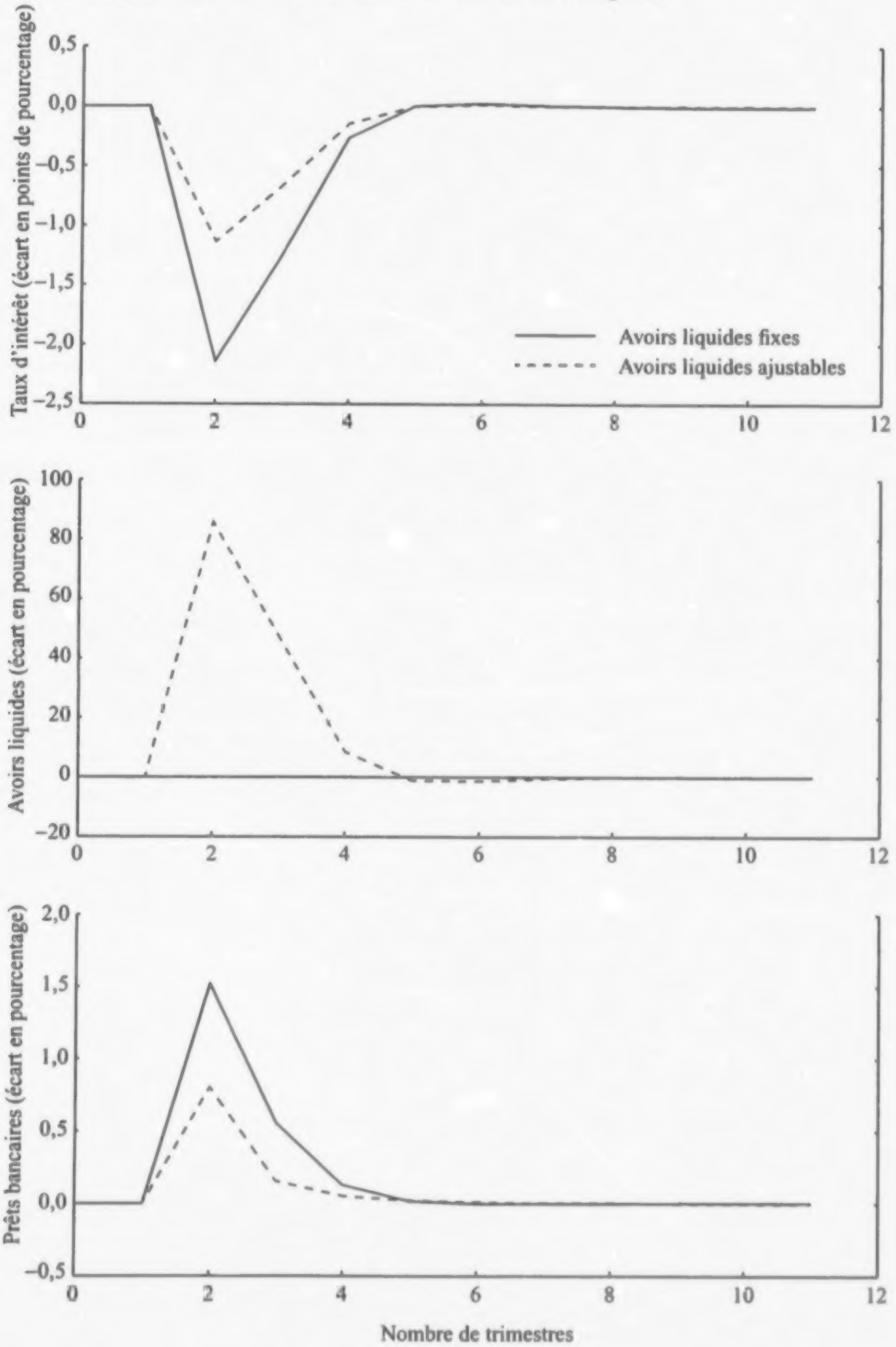
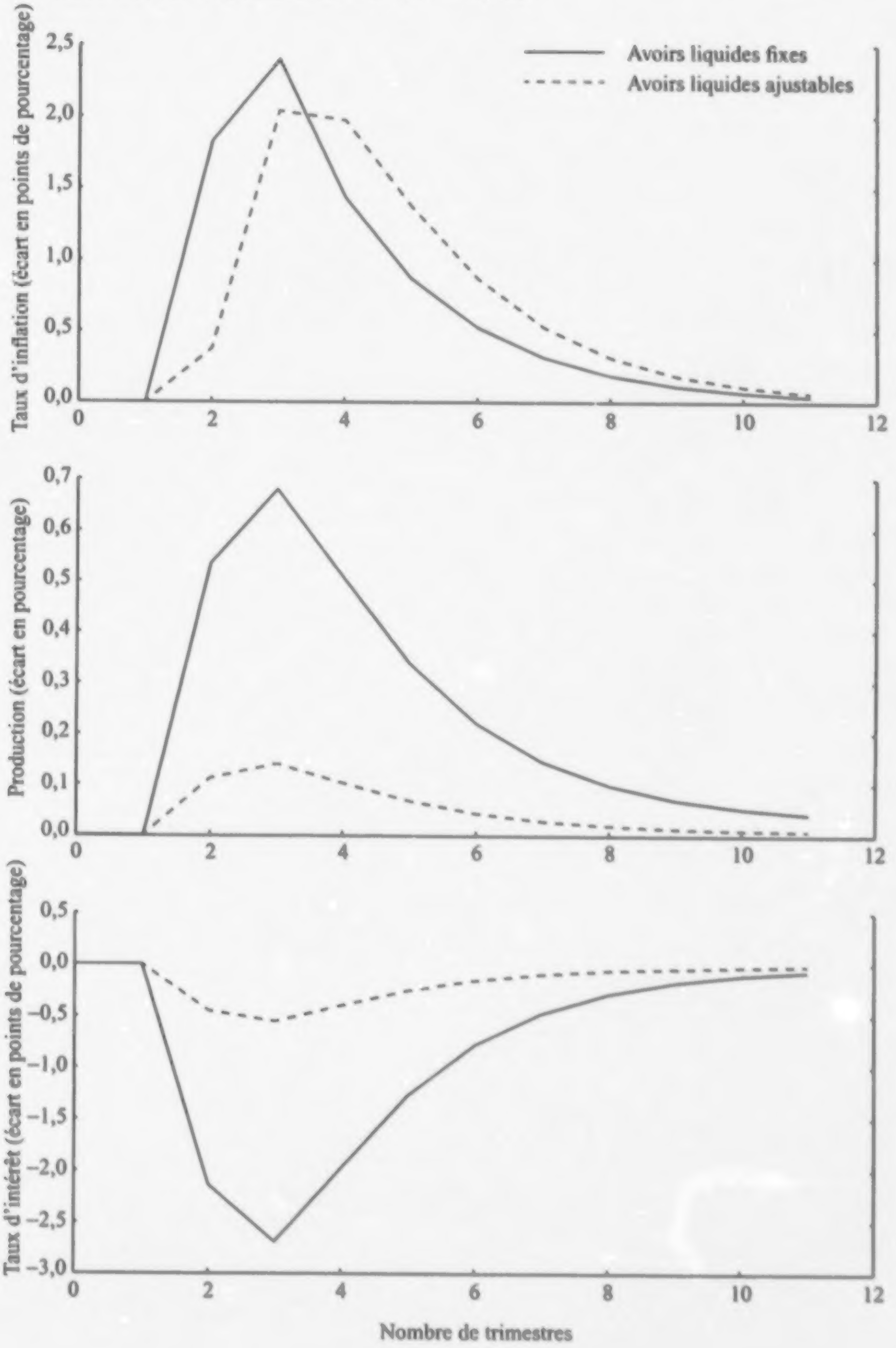


Figure 6
Avoirs liquides ajustables, information incomplète, faible pondération du choc de politique monétaire (a = 0,01)



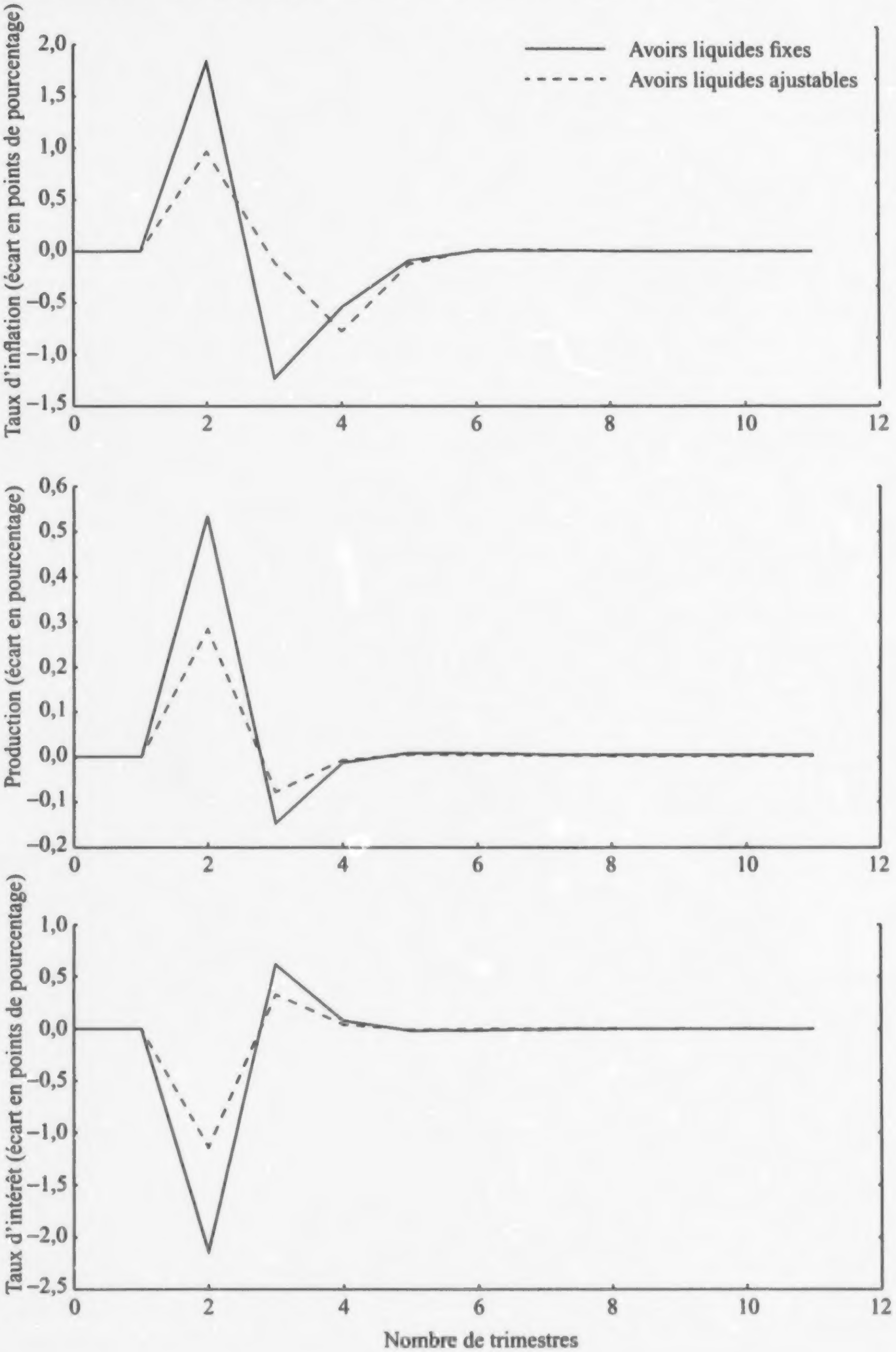
Enfin, nous présentons à la Figure 7 les profils de réaction obtenus quand le taux de croissance monétaire subit un choc non lié à la politique monétaire et que les agents ne connaissent pas entièrement les intentions des autorités monétaires. La variabilité des réactions est plus marquée, du fait que ce choc suit un processus moyenne mobile négatif d'ordre 1. La possibilité qui est donnée aux institutions financières d'acheter des avoirs liquides contribue à protéger en partie l'économie contre cette variabilité, mais pas de façon aussi totale que dans le scénario d'information complète illustré à la Figure 3.

4 Conséquences pour la conduite de la politique monétaire et conclusions

Les intermédiaires financiers se comportent de manière très différente selon l'information qu'ils possèdent au sujet de l'évolution future de la politique monétaire. Lorsque le processus d'acquisition de l'information comporte des frictions, le comportement des intermédiaires financiers peut atténuer et prolonger les effets des mesures prises par les autorités monétaires. De même, lorsque les intermédiaires financiers accroissent leurs avoirs liquides, ils réduisent leur offre de prêts sur le marché du crédit, et les tensions inflationnistes à court terme sont moins prononcées sur le marché des biens et services. La diffusion imparfaite de l'information est le principal facteur qui détermine la persistance de l'effet de liquidité dans ce genre de modèle.

En résumé, les effets des interventions de la banque centrale dans ce type de modèle dépendent de la mesure dans laquelle l'information est incomplète et de la capacité qu'ont les banques de modifier en conséquence leurs décisions en matière de crédit. De façon plus générale, les résultats obtenus montrent qu'il est important de représenter de façon réaliste le secteur financier dans les modèles monétaires d'équilibre général, afin d'obtenir des réactions dynamiques qui correspondent mieux aux résultats empiriques. Enfin, nous ne considérons pas que notre modèle explique entièrement le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Nous estimons plutôt qu'il permet de mieux comprendre les périodes où les intentions véritables des autorités monétaires n'apparaissent pas clairement aux agents économiques, ainsi que le rôle que les intermédiaires financiers peuvent jouer en pareil cas.

Figure 7
Choc non lié à la politique monétaire, information incomplète



Annexe A1
Étalonnage du processus d'expansion monétaire

La manière dont nous étalonnons le processus d'expansion monétaire est très semblable à la méthode qu'utilisent Andolfatto, Hendry et Zhang (1999). Ainsi que l'indique le corps du texte, ce processus se compose de deux éléments — les chocs de politique monétaire et les autres chocs — que les agents ne peuvent distinguer :

$$x_t = x + x_t^p + x_t^{np} \tag{A1.1}$$

Plus précisément, la composante de politique monétaire suit un processus autorégressif d'ordre 1, et l'autre composante, un processus moyenne mobile d'ordre 3 :

$$x_t = \rho x_{t-1}^p + \varepsilon_t + \varepsilon_t^{np} + b_1 \varepsilon_{t-1}^{np} + b_2 \varepsilon_{t-2}^{np} + b_3 \varepsilon_{t-3}^{np}. \tag{A1.2}$$

Supposons que les deux composantes soient orthogonales :

$$cov(x_t, x_{t-1}) = E[x_t^p x_{t-1}^p] + E[x_t^{np} x_{t-1}^{np}]. \tag{A1.3}$$

En divisant les deux côtés de l'équation précédente par la variance de x_t, nous obtenons

$$corr(x_t, x_{t-1}) = corr(x_t^p, x_{t-1}^p) \cdot \frac{var(x_t^p)}{var(x_t)} + corr(x_t^{np}, x_{t-1}^{np}) \cdot \frac{var(x_t^{np})}{var(x_t)}. \tag{A1.4}$$

Définissons

$$a \equiv \frac{var(x_t^p)}{var(x_t)} \tag{A1.5}$$

et

$$\eta \equiv corr(x_t^{np}, x_{t-1}^{np}). \tag{A1.6}$$

Étant donné que le coefficient de corrélation de x_t est 0,53 au Canada,

$$\eta = \frac{0.53 - a \cdot \rho}{1 - a}. \tag{A1.7}$$

À partir de

$$var(x_t^p) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\rho^2} \tag{A1.8}$$

et de

$$var(x_t^p) = a \cdot var(x_t) = (0.013)^2 \cdot a, \tag{A1.9}$$

le choc de politique monétaire est déterminé par

$$\sigma_\varepsilon^2 = (0.013)^2 \cdot a \cdot (1-\rho^2). \tag{A1.10}$$

La composante non liée à la politique monétaire obéit à un processus moyenne mobile d'ordre 3, de sorte que

$$\begin{aligned} var(x_t^{np}) &= \sigma^2 + b_1^2 \cdot \sigma^2 + b_2^2 \cdot \sigma^2 + b_3^2 \cdot \sigma^2 \\ &= (1-a) \cdot var(x_t). \end{aligned} \tag{A1.11}$$

Il nous est maintenant possible de déterminer la variance du choc non lié à la politique monétaire :

$$\sigma^2 = \frac{(0.013)^2 \cdot (1-a)}{1 + b_1^2 + b_2^2 + b_3^2}. \tag{A1.12}$$

Annexe A2
Méthode de résolution du modèle

La résolution du modèle fait appel à deux méthodes différentes, dont chacune nous permettra d'évaluer l'autre par recoupements. La première méthode permet de conserver les non-linéarités que présentent les équations du modèle, tandis que la seconde repose sur une approximation linéaire de ces équations. Les différences entre les profils de réaction obtenus à l'aide des deux méthodes sont négligeables. Nous décrivons brièvement ci-après chacune des deux méthodes. Pour plus de détails, prière de consulter les auteurs.

Méthode non linéaire

La première méthode est la plus simple sur le plan conceptuel. Définissons le système par n équations représentant les conditions de premier ordre et les relations d'équilibre du modèle. Celui-ci doit satisfaire à chacune des n équations au cours de chaque période $t = 1, \ldots, T$. Imaginons que nous nous trouvions en situation de clairvoyance parfaite et que nous sommes ainsi en mesure de prévoir parfaitement une série de chocs pendant les périodes $t = 1, \ldots, T$. Les valeurs de départ des variables d'état définissent la situation initiale du système. L'obligation pour ce dernier de revenir au régime permanent après T périodes définit les conditions d'arrivée. Nous nous retrouvons donc avec un système de nT équations avec nT inconnues (les valeurs de n variables durant chacune des T périodes). À condition que n et T n'aient pas des valeurs trop élevées, un solveur d'équations peut facilement trouver la solution de ce problème dans un cadre de clairvoyance parfaite.

Le modèle exposé dans la présente étude est stochastique. Nous pouvons cependant faire appel à une combinaison de plusieurs problèmes d'optimisation en situation de clairvoyance parfaite pour parvenir à une solution. Dans ce but, nous définissons dans un premier temps la série de chocs, en clairvoyance parfaite, de la manière suivante : le choc effectif de la première période et les prévisions de chocs issues des croyances actualisées des agents pour les $T - 1$ périodes restantes. En calculant la solution du système sur T périodes au moyen de cette série de chocs, nous obtenons une solution qui contient les valeurs effectives des variables endogènes pour la première période et les sentiers attendus de ces variables à partir de la période 2. Conservons la solution de la première période. Dans un second temps, nous prenons comme conditions initiales les valeurs à la fin de la période 1 et nous définissons une nouvelle série de chocs (au moyen des chocs effectifs de la période 2 et des chocs attendus à partir de la période 3) pour résoudre le système $T - 1$. La solution nous donne la valeur effective

des variables à la période 2 et les sentiers attendus des variables à partir de la période 3. En répétant l'opération T fois, nous finissons par résoudre le problème stochastique.

Méthode linéaire

La seconde méthode consiste à trouver une approximation linéaire du système. L'algorithme utilisé à cette fin est basé sur celui qu'ont présenté King et Watson (1995). Il est nécessaire de prolonger leur algorithme pour tenir compte de l'information imparfaite dont disposent les agents et du processus d'évolution de leurs croyances. Dans King et Watson, la solution se présente ainsi :

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \Pi \cdot \begin{bmatrix} k_t \\ \delta_{t-1} \end{bmatrix} + \eta_1 \cdot \varepsilon_t \tag{A2.1}$$

et

$$\begin{bmatrix} k_{t+1} \\ \delta_{t+1} \end{bmatrix} = M \cdot \begin{bmatrix} k_t \\ \delta_t \end{bmatrix} + \eta_2 \cdot \varepsilon_t , \tag{A2.2}$$

le vecteur y_t représente les variables endogènes du système, et k_t les variables d'état déterminées à l'avance. Les chocs exogènes sont agencés selon une représentation en espace d'états. Comme dans Hamilton (1994), les variables observées tirées du système espace d'états sont les x_t, les variables d'état sont les δ_t et les chocs que celles-ci subissent sont les ε_t.

L'algorithme de King et Watson repose sur l'hypothèse que les agents peuvent observer parfaitement le vecteur d'états δ_t. Il n'en est pas ainsi dans le modèle présenté ici, où les agents doivent former des attentes au sujet de ces variables, à la lumière à la fois de l'information reçue antérieurement et de leurs croyances initiales. Le filtre de Kalman décrit dans le corps du texte régit le processus d'actualisation de ces croyances. Au cours de chaque période, la valeur de toutes les variables endogènes dépend désormais à la fois des croyances courantes et des chocs courants, et la pondération attribuée aux croyances est fonction de la gravité du problème d'information. À l'aide de la notation $\hat{\delta}_t = E[\delta_t | \Omega_{1t}]$, où Ω_{1t} représente

l'ensemble d'informations dont disposent les agents au tout début de la période t, le système évolue maintenant d'après le processus

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \Pi^* \cdot \begin{bmatrix} k_t \\ \hat{\delta}_t \\ \delta_{t-1} \end{bmatrix} + \eta^*_1 \cdot \varepsilon_t \tag{A2.3}$$

et

$$\begin{bmatrix} k_{t+1} \\ \hat{\delta}_{t+1} \\ \delta_t \end{bmatrix} = M^* \cdot \begin{bmatrix} k_t \\ \hat{\delta}_t \\ \delta_{t-1} \end{bmatrix} + \eta^*_2 \cdot \varepsilon_t . \tag{A2.4}$$

Les auteurs peuvent fournir sur demande aux intéressés des précisions sur la forme exacte de ces matrices et sur la façon de les calculer.

Bibliographie

Andolfatto, D., S. Hendry et G. Zhang (1999). « Monetary Policy Regimes, Interest Rates, and Labour Market Activity », inédit, Ottawa, Banque du Canada.

Bernanke, B., M. Gertler et S. Gilchrist (1998). « The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework », document de travail nº 6455, National Bureau of Economic Research.

Christiano, L. J. et M. Eichenbaum (1992). « Liquidity Effects and the Monetary Transmission Mechanism », *American Economic Review*, vol. 82, nº 2, p. 346-353.

Fuerst, T. S. (1992). « Liquidity, Loanable Funds, and Real Activity », *Journal of Monetary Economics*, vol. 29, p. 3-24.

Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.

King, R. G. et M. W. Watson (1995). « Timing Models », avril, inédit.

Lucas, R. E. Jr. (1990). « Liquidity and Interest Rates », *Journal of Economic Theory*, vol. 50, p. 237-264.

Sargent, T. J. (1987). *Macroeconomic Theory*, 2ᵉ édition, Orlando, Academic Press.

Commentaires

Paul Gomme

Amano, Hendry et Zhang apportent leur contribution à un programme général de recherche ayant pour but d'expliciter le fonctionnement du mécanisme de transmission de la politique monétaire dans les modèles monétaires dynamiques d'équilibre général, afin que les autorités puissent se fier davantage aux conseils qui leur sont donnés sur la base des indications fournies par les modèles de ce type. Quels résultats cherchent-ils à expliquer? À l'aide du vecteur autorégressif (VAR) qu'ils ont estimé, ils montrent qu'une variation positive du taux d'expansion monétaire donne lieu à :

- une augmentation des avoirs liquides dans les banques à charte;
- une baisse du taux d'intérêt nominal pendant trois trimestres;
- une réaction en forme de « bosse » de la production qui culmine cinq trimestres après le choc;
- une réaction de l'inflation qui atteint une valeur maximale au bout de 15 trimestres.

Les auteurs estiment leur VAR au moyen de données canadiennes, mais des données américaines donneraient des résultats similaires dans l'ensemble (bien que, dans les VAR relatifs aux États-Unis, les avoirs liquides soient habituellement remplacés par une mesure des réserves).

Les auteurs ont recours au modèle à participation limitée de Lucas (1990) et de Fuerst (1992). La plupart des travaux effectués dans ce domaine ont porté sur la réaction des taux d'intérêt et de la production à un choc monétaire. Dans les modèles de ce type, il est généralement difficile d'obtenir une réaction persistante des taux d'intérêt et de la production. L'innovation principale d'Amano, Hendry et Zhang est d'introduire les avoirs liquides dans un modèle à participation limitée de type classique par

ailleurs. Les auteurs rattachent la demande d'avoirs liquides à une croissance monétaire dont les deux composantes — l'une liée à la politique monétaire et l'autre non — sont régies par des processus stochastiques différents et postulent que les banques sont incertaines de la nature de la variation du taux d'expansion monétaire. En cherchant à déterminer de façon plus précise comment les variations du bilan de la banque centrale sont transmises par le système bancaire à l'économie réelle, les auteurs espèrent visiblement corriger certaines des lacunes du modèle à participation limitée. Il s'agit en vérité d'un objectif fort ambitieux!

Les banques souhaitent avoir des avoirs liquides nuls à la fin de chaque période. Celles qui terminent une période avec des avoirs liquides négatifs doivent en emprunter à la banque centrale, à un taux supérieur à celui qu'elles versent à leurs déposants. À l'inverse, les banques qui terminent une période avec des avoirs liquides positifs se voient offrir par la banque centrale un taux de rendement inférieur à celui qu'elles peuvent obtenir sur leurs prêts aux entreprises.

Il se peut toutefois qu'une banque veuille, au cours d'une période, détenir des actifs liquides différents de zéro. Considérons d'abord le cas où l'information est parfaite. Une variation positive du taux d'expansion monétaire au cours de la première sous-période se traduira par une variation positive pendant la deuxième sous-période à cause de l'autocorrélation positive qui caractérise la composante de politique monétaire. Étant donné que les banques veulent terminer la période (c'est-à-dire la seconde sous-période) avec des avoirs liquides égaux à zéro, elles engageront (pendant la première sous-période) des prêts qui absorberont leurs dépôts plus les variations du taux d'expansion monétaire des deux sous-périodes. C'est-à-dire que les banques auront des avoirs *négatifs* à la fin de la première sous-période.

Supposons maintenant que la variation enregistrée par la croissance monétaire durant la première sous-période provienne de la composante non liée à la politique monétaire. Les banques savent alors que ce choc sera entièrement inversé au cours de la deuxième sous-période puisque la composante en question suit un processus moyenne mobile négatif d'ordre 1 (dans lequel les chocs passés ont un coefficient de – 1). Dans ce cas-là, les banques accroîtront leurs avoirs liquides pendant la première sous-période et ne modifieront pas leurs prêts après le choc. Le choc de la deuxième sous-période « drainera » donc les avoirs liquides des banques.

Considérons en deuxième lieu un scénario d'information imparfaite. Les banques doivent désormais deviner l'origine du choc monétaire de la première sous-période à partir de l'expansion monétaire observée (et de ce qu'elles connaissent des processus stochastiques qui régissent le comportement des deux composantes de la croissance monétaire). En règle

générale, les banques accorderont une certaine pondération aux deux composantes. Étant donné qu'Amano, Hendry et Zhang postulent que la source principale de variabilité de la croissance monétaire est la composante non liée à la politique monétaire, on s'attendrait à ce que les banques attribuent une pondération beaucoup plus forte à la probabilité que cette composante soit à l'origine de la variation du taux d'expansion monétaire. Confrontées à un choc monétaire au cours de la première sous-période, les banques prêteront une petite fraction du stock de monnaie supplémentaire (puisqu'elles attribuent un poids donné à la probabilité que le choc soit lié à la politique monétaire) et accroîtront leurs avoirs liquides (étant donné qu'elles accordent un bien plus grand poids à l'autre composante). Si le choc monétaire vient en fait de la composante de politique monétaire, les banques auront en fin de période des avoirs liquides positifs (elles n'auront pas prêté « suffisamment »). Inversement, si le choc est imputable à l'autre composante, les banques termineront la période avec des avoirs liquides négatifs (elles auront prêté une faible fraction de l'augmentation du stock de monnaie de la première sous-période).

La notation de la première et de la seconde sous-période est un peu maladroite. Considérons une autre formulation du processus d'expansion monétaire. Comme Amano, Hendry et Zhang, posons que celui-ci se divise en deux composantes, une liée à la politique monétaire et l'autre non :

$$x_t = x_t^p + x_t^{np} + \bar{x}, \qquad (1)$$

où $\bar{x}$ est le taux moyen d'expansion monétaire en longue période. Faisons en outre l'hypothèse que la composante de politique monétaire présente une autocorrélation positive :

$$x_t^p = \rho x_t^p + \varepsilon_{1t}, \quad 0 < \rho < 1. \qquad (2)$$

Considérons ensuite que la composante non liée à la politique monétaire correspond à du « bruit » :

$$x_t^{np} = \varepsilon_{2t}. \qquad (3)$$

Supposons enfin que, en début de période, un signal de croissance monétaire, π_t, soit révélé aux banques :

$$\pi_t = x_t + \varepsilon_{3t}. \qquad (4)$$

Faisons l'hypothèse que $\varepsilon_t \equiv [\varepsilon_{1t} \quad \varepsilon_{2t} \quad \varepsilon_{3t}]' \sim N(0, \Sigma)$ lorsque Σ est une matrice diagonale (ce qui implique que les chocs sont indépendants). Les banques se basent sur le signal π_t pour fixer le niveau de leurs prêts.

La structure d'information que nous venons de décrire est identique à celle de Kydland et Prescott (1982). Par conséquent, nous pouvons appliquer directement leurs formules pour décrire le processus d'extraction du signal.

L'un des avantages de la structure d'information proposée est qu'il *n'est pas nécessaire* de se prononcer sur la durée (relative) des deux sous-périodes. Cette question fait problème dans l'étude d'Amano, Hendry et Zhang puisque, à un moment donné, ceux-ci font l'hypothèse que la première sous-période est « tellement courte qu'aucun rendement n'est réalisé ». Pourtant, dans la description du processus d'étalonnage, les mêmes auteurs mentionnent que les deux sous-périodes sont de durée égale. Dans la formulation précédente, il suffit de supposer que les banques fixent le niveau de leurs prêts en se basant sur le signal π_t (peu importe le moment auquel elles reçoivent ce signal).

Un autre avantage de la structure d'information décrite ci-dessus est que l'on peut distinguer le signal (π_t), dans la confusion qui entoure la composante de politique monétaire et l'autre composante de la croissance monétaire, en manipulant les variances des chocs ε.

L'étalonnage du processus d'expansion monétaire

L'étalonnage auquel se livrent les auteurs est généralement conforme à ce que l'on trouve dans la littérature concernant les modèles dynamiques d'équilibre général. Fait exception l'ensemble des paramètres régissant le processus d'expansion monétaire, résumé au Tableau 1.

Les deux premiers paramètres sont choisis de manière à reproduire la croissance de M1 (croissance moyenne et volatilité au Canada). Dans l'Annexe A1, les auteurs tirent également parti de l'autocorrélation de premier ordre de la croissance de M1 au Canada pour identifier l'un des paramètres du Tableau 1. Cependant, à la différence d'Andolfatto et Gomme (1999), il semble peu probable que les auteurs puissent recourir à des techniques d'analyse chronologique à une variable pour définir tous les paramètres libres. Le paramètre clé est celui qui définit la contribution de la

Tableau 1
Période de six semaines

Croissance monétaire moyenne	0,55 %
Variabilité de la monnaie, ET(x)	0,0013
Variabilité relative, ET(x^p)/ET(x)	10 %
Coefficient d'autorégression de x^p	0,5
Ordre de la moyenne mobile de x^{np}	1

composante de politique monétaire à la variabilité totale de la croissance monétaire. Certes, les auteurs se livrent à une analyse limitée de la sensibilité concernant ce paramètre, mais il est difficile d'évaluer le caractère réaliste des valeurs qu'ils envisagent.

Les profils de réaction

Étant donné que l'innovation consiste, dans l'étude, à introduire des avoirs liquides dans un modèle à participation limitée, je trouve décevant qu'Amano, Hendry et Zhang n'aient présenté qu'une figure illustrant la prévision produite par le modèle pour cette série.

L'étude ne dit pas grand-chose non plus de la taille des chocs simulés. Dans l'étalonnage, la composante de politique monétaire ne contribue qu'à hauteur de 10 % à la variabilité globale du taux d'expansion monétaire. Pourtant, les réactions au choc de politique monétaire sont du même ordre de grandeur que les réactions aux autres chocs. On aurait pu s'attendre à ce que le choc de politique monétaire génère des réactions plus faibles que l'autre. Il est apparu durant les débats que les auteurs avaient fait appel à des chocs de *même* taille pour les deux composantes. Une explication qui permettrait peut-être de régler ce conflit apparent consisterait à dire que les chocs de politique monétaire se produisent tout simplement moins souvent. Il reste que cette explication *ne cadre pas* avec la description du processus d'expansion monétaire présentée ailleurs dans l'étude. Il y a une différence entre de petits chocs fréquents, d'une part, et d'importants chocs peu fréquents, d'autre part.

Synthèse

Amano, Hendry et Zhang se sont fixé une lourde tâche : construire un modèle monétaire dynamique d'équilibre général qui permette d'expliquer l'évolution des avoirs liquides des banques à charte, du taux d'intérêt nominal, de la production et de l'inflation. Le comportement du taux d'intérêt et de la production — tout particulièrement la persistance observée après un choc monétaire — s'est généralement révélé difficile à modéliser; voir par exemple Christiano (1991). En ajoutant les avoirs liquides à ces deux variables, les auteurs montent la barre considérablement.

Pour une première tentative, Amano, Hendry et Zhang s'en tirent bien. Des améliorations sont évidemment possibles. Par exemple, le modèle semble prédire que les banques à charte devraient détenir en moyenne des avoirs liquides nuls. Or, dans leur première note de bas de page, les auteurs signalent que « les avoirs liquides représentent en moyenne 12 %, soit une proportion notable, des actifs en dollars canadiens » (voir la page 323). Il est

probable que, si les banques détiennent des avoirs liquides, ce n'est pas uniquement pour pouvoir absorber les chocs de politique monétaire et les autres chocs envisagés par Amano, Hendry et Zhang. Il serait souhaitable, aussi, d'étoffer les raisons qui motivent le choix des valeurs retenues pour les paramètres qui régissent la composante de politique monétaire et l'autre composante de la croissance monétaire. Ces questions, parmi d'autres, feront certainement l'objet de recherches dans l'avenir, notamment de la part d'Andolfatto, Hendry et Zhang (1999).

Bibliographie

Andolfatto, D. et P. Gomme (1999). « Monetary Policy Regimes and Beliefs », document de travail nº 9905, Federal Reserve Bank of Cleveland.

Andolfatto, D., S. Hendry et G. Zhang (1999). « Monetary Policy Regimes, Interest Rates and Labour Market Activity », manuscrit, Ottawa, Banque du Canada.

Christiano, L. J. (1991). « Modeling the Liquidity Effect of a Money Shock », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 15, nº 1, p. 3-34.

Fuerst, T. S. (1992). « Liquidity, Loanable Funds, and Real Activity », *Journal of Monetary Economics*, vol. 29, nº 1, p. 3-24.

Kydland, F. E. et E. C. Prescott (1982). « Time to Build and Aggregate Fluctuations », *Econometrica*, vol. 50, nº 6, p. 1345-1370.

Lucas, R. E. Jr. (1990). « Liquidity and Interest Rates », *Journal of Economic Theory*, vol. 50, nº 2, p. 237-264.

Commentaires

Sylvain Leduc

Amano, Hendry et Zhang se penchent sur une question importante et intéressante : le rôle de l'intermédiation financière dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Ils étendent le modèle de liquidité standard :

- en représentant de manière plus fine les décisions d'investissement prises par les banques, qui peuvent ainsi répartir leurs fonds entre les prêts à moyen et long terme et les avoirs liquides à court terme;
- en faisant l'hypothèse que les banques privées ne sont pas parfaitement informées.

L'étude est motivée en partie par les résultats obtenus à partir de VAR, qui montrent que le rapport des avoirs liquides des banques à leur actif total augmente après une hausse de la masse monétaire. (Bernanke et Blinder, 1992, ont obtenu des résultats analogues dans le cas des États-Unis.) L'idée d'Amano, Hendry et Zhang est que la nature des chocs monétaires n'est pas toujours évidente : il se peut que les banques aient du mal à savoir si la variation des agrégats monétaires sera ou non de courte durée. Si, par conséquent, les banques jugent possible que la variation des agrégats monétaires s'inverse à brève échéance, elles détiendront plus d'avoirs liquides pour se prémunir contre cette incertitude.

Les auteurs constatent que ces deux caractéristiques, dans un modèle de liquidité de type standard par ailleurs, peuvent modifier sensiblement la réaction de l'économie aux modifications de la politique monétaire, en atténuant et en prolongeant notamment les effets des chocs monétaires. Bien entendu, l'importance quantitative des résultats obtenus par les auteurs dépend dans une large mesure de la vitesse à laquelle les banques privées prennent connaissance de la cause des variations des agrégats monétaires.

Or, les auteurs n'étalonnent pas le paramètre qui détermine le rythme d'apprentissage; ils postulent arbitrairement que les banques sont lentes à apprendre. Je proposerai ici une façon d'étalonner le processus qui régit les croyances et ferai valoir que, étant donné cet étalonnage, on s'attendrait à ce que les effets de l'intermédiation financière sur le mécanisme de transmission monétaire, dans le modèle utilisé par les auteurs, soient peu marqués. Il semble donc peu probable que leur cadre fournisse une explication satisfaisante des résultats empiriques produits par leurs VAR.

J'aimerais cependant commencer par décrire rapidement une partie de la structure retenue par Amano, Hendry et Zhang. Ils font l'hypothèse que le stock de monnaie présent dans l'économie, X, peut se décomposer en deux éléments : le premier lié à la politique monétaire, X^p, et le second, X^{np}, non. Ils supposent que X^p suit un processus autorégressif d'ordre 1 dont le paramètre de persistance est égal à 0,5; ils supposent également que X^{np} suit un processus moyenne mobile négatif, de sorte que toute variation de cet élément s'inversera au cours des périodes suivantes. Les auteurs postulent en outre que seule la banque centrale connaît véritablement la cause des variations du stock de monnaie. Les banques, pour leur part, doivent conjecturer la proportion d'un changement déterminé de X qui est attribuable à une variation de X^p ou de X^{np}. Elles se servent à cette fin d'un filtre de Kalman.

L'élément crucial pour les résultats quantitatifs (bien qu'il n'influe pas sur la dimension qualitative de l'étude) est l'étalonnage du processus d'apprentissage. Il appert que le rapport entre la variance de la composante de politique monétaire et la variance du stock de monnaie dicte le rythme d'apprentissage. Amano, Hendry et Zhang fixent ce rapport à 0,1, ce qui signifie que les agents mettent du temps à prendre connaissance des chocs de politique monétaire. Les auteurs ne font aucun mystère à ce sujet et n'essaient pas de prétendre que cette valeur soit particulièrement réaliste. Je me suis cependant demandé combien de fois nous assistions réellement à une inversion des variations des agrégats monétaires et si la composante de politique monétaire était importante par rapport à ces variations. Une façon d'établir le rythme d'apprentissage consisterait à faire d'abord l'hypothèse que la banque centrale applique une règle de taux d'intérêt. Bien que cette hypothèse ne soit pas nécessaire, elle facilitera mon exposé. Bien des recherches ont visé à cerner la partie du taux effectif des fonds fédéraux qui est imputable à des modifications de la politique monétaire. La démarche adoptée par Sellon (1994) pouvant être utile en la matière, je m'inspirerai de

sa recherche, puisqu'il a reconstitué la composante de politique monétaire comprise dans le taux des fonds fédéraux à partir de 1974[1].

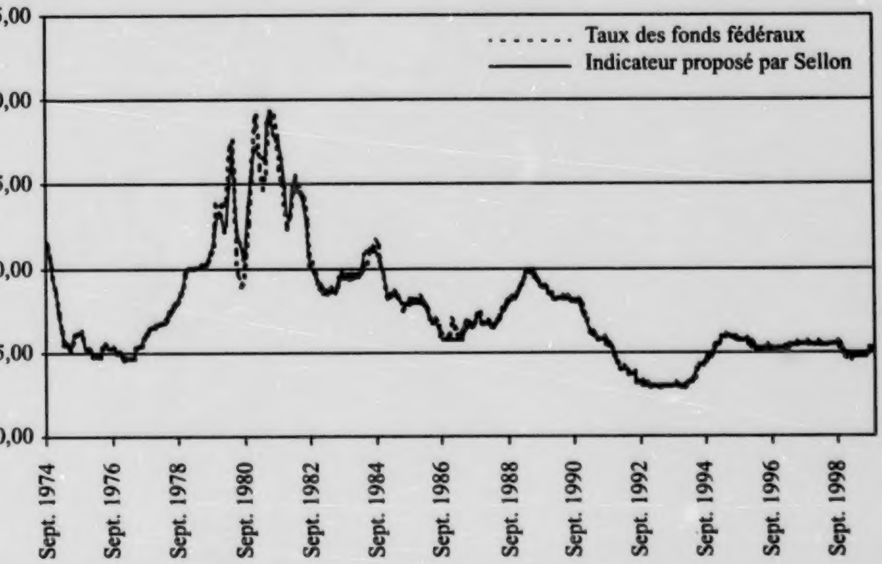
Sellon commence par élaborer un indicateur des modifications de la politique monétaire pour chaque régime en vigueur entre 1974 et 1993; il les raccorde ensuite les uns aux autres pour obtenir un indicateur unique et complet des mesures de politique monétaire. Du milieu des années 1970 à octobre 1979, la Réserve fédérale a pris pour cible le taux des fonds fédéraux et a eu recours à des opérations d'open market pour maintenir ce taux dans les limites de la fourchette fixée. Cependant, comme les modifications de la politique monétaire ne faisaient pas l'objet d'annonces publiques pendant cette période, Sellon se sert des rapports hebdomadaires sur les opérations d'open market produits par le pupitre de négociation de la Banque fédérale de réserve de New York pour élaborer l'indicateur des interventions de la banque centrale. En octobre 1979, la Réserve fédérale a opté pour une cible liée aux réserves propres. Là encore, Sellon se sert des rapports hebdomadaires sur les opérations d'open market provenant du service de négociation pour déceler les variations du sentier d'évolution des réserves propres. D'après lui, ces rapports permettent de distinguer les chocs qui ne sont pas dus à la politique monétaire et de déterminer leur importance. Entre octobre 1982 et 1989, la Réserve fédérale a également surveillé les « réserves empruntées ». Sellon fait appel aux cibles relatives aux réserves empruntées pour établir un indicateur des interventions des autorités monétaires pendant cette période. Enfin, à partir de décembre 1989, il se sert du taux des fonds fédéraux[2]. Sellon termine la construction de son indicateur en convertissant les modifications de la politique monétaire que fait ressortir l'évolution des réserves propres et des cibles relatives aux réserves empruntées en variations équivalentes de la cible liée au taux des fonds fédéraux.

La Figure 1 illustre l'évolution du taux effectif des fonds fédéraux et de l'indicateur des modifications de la politique monétaire. On constate que les deux courbes sont à peu près identiques. Si, par conséquent, nous devions reprendre l'analyse des auteurs en faisant appel au taux des fonds fédéraux, nous dirions que les banques observent l'évolution du taux effectif, mais non les modifications de la politique monétaire. Étant donné, cependant, que les variances des deux séries sont voisines de 1, les banques

---

1. Amano, Hendry et Zhang ont étalonné leur modèle en fonction de l'économie canadienne. L'utilisation d'un indicateur de la politique monétaire américaine peut cependant fournir certaines indications sur le rythme d'apprentissage vraisemblable au Canada.
2. En 1994, la Réserve fédérale a commencé à annoncer les modifications de sa politique monétaire à l'issue des réunions du Comité de l'open market et, depuis 1997, elle fait connaître publiquement le taux cible des fonds fédéraux.

Figure 1
Taux des fonds fédéraux et indicateur de la politique monétaire proposé par Sellon



apprendraient très vite : le paramètre *a* serait voisin de 1 plutôt que de 0,1. Par conséquent, en utilisant l'indicateur de politique monétaire de Sellon, les auteurs pourraient étalonner le processus d'apprentissage de façon plus réaliste et présenter une analyse quantitative plus convaincante de l'effet de l'intermédiation financière sur le mécanisme de transmission de la politique monétaire.

Il est donc vraisemblable que les banques américaines prenaient connaissance assez vite de la nature des modifications de la politique monétaire entre 1974 et 1999. Aussi l'effet d'atténuation et de persistance dû à une information imparfaite des banques et à leur comportement en matière de placements devrait-il être faible sur le plan quantitatif. Lorsqu'ils apprennent plus vite, les intermédiaires financiers représentés dans le modèle n'accumulent pas beaucoup d'avoirs liquides en réaction à un assouplissement de la politique monétaire. J'ai donc quelques réserves lorsque les auteurs affirment que le canal de l'intermédiation financière peut expliquer les résultats empiriques tirés de VAR, selon lesquels un choc monétaire positif entraîne une hausse des avoirs liquides détenus par les banques. Par conséquent, dans un modèle de liquidité de type standard par ailleurs, l'incidence que devrait avoir sur la transmission de la politique monétaire la prise en considération de la possibilité que les banques ne sachent pas si la variation des agrégats monétaires sera ou non de courte

durée, sera probablement faible sur le plan quantitatif. Cela dit, je considère quand même le canal qualitatif étudié par les auteurs comme important, tout particulièrement quand les objectifs visés par les banques centrales ne sont pas parfaitement clairs.

Bibliographie

Bernanke, B. S. et A. S. Blinder (1992). « The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission », *American Economic Review*, septembre, p. 901-921.

Sellon, G. H. Jr. (1994). « Measuring Monetary Policy », document de travail nº 94-12, Federal Reserve Bank of Kansas City.

Discussion générale

En réponse aux observations des commentateurs concernant le faible rythme d'apprentissage des banques retenu dans le modèle, Scott Hendry fait remarquer que ses coauteurs et lui ont essayé d'estimer les réactions à la politique monétaire au Canada, mais que les écarts-types étaient très importants. Il souligne que divers types d'incertitude entourant la politique monétaire ne sont pas saisis par le modèle, de sorte que la lenteur du rythme d'apprentissage n'est peut-être pas aussi extrême qu'il le semble. Il soutient que les réactions à la politique monétaire, dans la spécification adoptée, doivent être interprétées comme épisodiques, puisque la nature des modifications de cette politique n'est pas claire dans certaines circonstances. Zhang ajoute que, de fait, les marchés financiers se sont trompés dans l'interprétation de trois des quatre dernières interventions de la Réserve fédérale des États-Unis. La transparence de la politique monétaire demeure une question importante pour les décideurs et les intermédiaires financiers.

Quelques participants évoquent plusieurs lacunes de la représentation des institutions dans le modèle. David Laidler, de l'Université Western Ontario, fait observer que la monnaie sert d'instrument d'intervention dans le modèle, alors qu'il s'agit en réalité d'une créance des institutions financières. Thomas Rymes, de l'Université Carleton, souligne que, dans le système actuel, les modifications de la fourchette opérationnelle établie pour le taux du financement à un jour n'entraînent pas d'ajustement des avoirs liquides, parce qu'elles n'influencent ni les emprunts ni les prêts des banques. Charles Freedman, de la Banque du Canada, signale également que la structure institutionnelle présentée dans l'étude s'apparente davantage à celle des années 1950. Il mentionne que les autorités monétaires n'interviennent plus en injectant des liquidités dans le système, mais bien en

* Le présent sommaire a été rédigé par Ron Lange.

modifiant le taux à un jour, ce à quoi le secteur bancaire réagit en ajustant ses avoirs liquides.

Hendry convient qu'un processus de création monétaire devrait être intégré au modèle et que la structure institutionnelle n'est pas à jour. Il fait remarquer que, dans le cadre actuel, la banque centrale intervient sur le marché à court terme, alors que le public n'est actif que sur le marché à long terme. Il insiste cependant sur le fait que la spécification adoptée a uniquement pour but de faire ressortir l'importance des choix de portefeuille faits par les institutions financières.

Lawrence Christiano, de l'Université Northwestern et de la Banque fédérale de réserve de Chicago, relève que la monnaie endogène pose un problème d'extraction du signal parce que la politique monétaire est déterminée de façon exogène. À son avis, les réactions à la politique monétaire d'après le modèle devraient être comparées à une mesure quelconque de la monnaie exogène, et non aux réactions générées par un vecteur autorégressif (VAR), qui englobent aussi la réaction de la monnaie à d'autres facteurs. Zhang convient que l'on ne devrait pas comparer directement les réactions tirées du VAR et les réactions obtenues selon le modèle. Les résultats empiriques tirés du VAR servent uniquement de balises d'ordre qualitatif dans l'étude.

Étranglement du crédit, prêts bancaires et politique monétaire : un modèle d'intermédiation financière à projets hétérogènes

Mingwei Yuan et Christian Zimmermann

Introduction et objet de l'étude

Par étranglement du crédit (*credit crunch*) on entend généralement une raréfaction de l'offre de crédit qui est due à la réticence accrue des banques à prêter mais ne se traduit pas par une hausse des taux débiteurs. D'après Green et Oh (1991), un étranglement du crédit est une situation d'inefficience dans laquelle des emprunteurs solvables ne peuvent obtenir de crédit — ou ne peuvent en obtenir à des conditions raisonnables —, et les prêteurs font montre d'une prudence excessive, qui peut ou non s'expliquer par des contraintes réglementaires; les emprunteurs potentiels se trouvent alors dans l'impossibilité de financer leurs projets d'investissement. Un étranglement du crédit peut être attribuable à plusieurs facteurs, par exemple les contraintes réglementaires ou une réaction exagérée des banques à la détérioration de leur actif et de leur rentabilité. Si les contraintes réglementaires font obstacle à l'expansion du crédit, il suffit de les éliminer pour que les prêts recommencent à augmenter. Lorsque, par contre, la

* Nous tenons à remercier John Bryant, Walter Engert, Scott Hendry, David Laidler, Wenli Li, Kevin Moran, Stéphane Pallage, Jack Selody, Shouyong Shi, Robert Townsend, Neil Wallace, Cheng Wang et les participants au colloque de la Banque du Canada et à la Midwest Macroeconomics Conference, tenue au printemps de 1999, pour leurs remarques et suggestions utiles.

pénurie de crédit est imputable à une prudence excessive des banques qui crée de l'inefficience, la question est de savoir si un assouplissement de la politique monétaire peut contribuer à corriger la situation. Notre propos ici est d'élaborer un modèle quantitatif permettant d'étudier cette question.

Selon plusieurs auteurs, un étranglement du crédit a été observé dans plusieurs pays au début des années 1990. À la lumière d'enquêtes menées en Allemagne, Harholf et Korting (1998) constatent en effet que les entreprises en difficulté financière sont confrontées à des taux d'intérêt relativement élevés sur leurs lignes de crédit et à une raréfaction de l'offre de prêts. Des données relatives à la Finlande pour les années 1990 amènent Vihriala (1996) à conclure que le durcissement de la réglementation touchant les fonds propres, la diminution notable des capitaux propres des banques et l'évolution des attitudes face au risque sont autant de facteurs susceptibles d'expliquer la prudence des banques en matière de prêt. En se fondant sur un modèle économétrique de déséquilibre, Pazarbasioglu (1996) conclut quant à lui que les banques deviennent plus réticentes à offrir des prêts lorsque la qualité de leurs actifs se détériore et que leur rentabilité se dégrade à cause de l'affaiblissement de la protection fournie par la réglementation contre la concurrence et de la nécessité d'accroître les fonds propres.

Aux États-Unis, les prêts bancaires ont également diminué en 1990-1991. Sharpe (1995) prétend que les banques ont réduit leurs prêts à cause de la chute de leurs capitaux propres, de l'imposition de normes rigoureuses par les organismes de réglementation et de l'importance accrue attachée par les marchés aux fonds propres des banques. Les normes de fonds propres établies en fonction du risque par la BRI sont entrées progressivement en vigueur à partir de la fin de 1990 et s'appliquent entièrement depuis 1992. La contraction du crédit s'est produite au moment précis où les banques s'efforçaient de se plier aux normes de fonds propres édictées par les organismes de réglementation. D'après Bernanke et Lown (1991), les tensions imposées aux banques par ces normes auraient entraîné un déplacement vers la gauche de la courbe d'offre de crédit, à taux d'intérêt réel constant et à qualité d'emprunteurs identique. À partir de données bancaires concernant la Nouvelle-Angleterre, Peek et Rosengren (1995) obtiennent des résultats empiriques qui étayent l'hypothèse voulant que les banques aient été victimes d'une crise de fonds propres (*capital crunch*) par suite d'importantes pertes en capital et de l'imposition d'exigences réglementaires en matière de fonds propres.

Dans une intéressante étude parue récemment, Wagster (1999) se penche sur l'étranglement du crédit observé de 1989 à 1992 aux États-Unis, au Canada et au Royaume-Uni. Il propose quatre hypothèses pour l'expliquer : i) une réduction volontaire des risques décidée par les responsables des banques; ii) un examen plus rigoureux de la part des

organismes de réglementation; iii) la mise en place de normes de fonds propres basées sur le risque, conformément à l'accord de Bâle de 1988; iv) l'application par les autorités bancaires américaines d'un ratio de fonds propres non pondéré. Dans le cas des États-Unis, les résultats montrent qu'on ne peut écarter aucune de ces quatre hypothèses explicatives. Dans celui du Canada, les résultats cadrent avec les hypothèses relatives à l'établissement de normes de fonds propres basées sur le risque et à un examen plus rigoureux de la part des autorités. Au Royaume-Uni, enfin, le resserrement du crédit s'explique par une vigilance renforcée des autorités.

L'étranglement du crédit survenu récemment au Japon a largement retenu l'attention des chercheurs et des décideurs. Les fonds propres des banques se sont ressentis d'une détérioration de la qualité des prêts ainsi que des pertes subies sur les portefeuilles de titres qu'elles détiennent. De plus, les banques ont hésité à procéder à des augmentations de capital en raison d'une conjoncture boursière peu favorable. Pour se conformer aux normes de fonds propres, elles ont donc dû réduire leurs prêts. Les emprunteurs marginaux ont alors été acculés à la faillite, ce qui a encore affaibli la capitalisation des banques. À l'aide des données qu'il examine, Woo (1999) parvient à déceler un étranglement du crédit en 1[illegible] mais non durant la majeure partie de la décennie 1990. La banque centrale et le gouvernement du Japon ont pris des mesures pour s'attaquer au problème du crédit, par exemple en ramenant les taux d'intérêt nominaux à court terme au voisinage de zéro, en injectant des capitaux dans plusieurs banques commerciales et en assouplissant les normes de fonds propres par des modifications des règles comptables.

Lorsqu'un étranglement du crédit bancaire provoque un recul de l'activité au sein de l'économie, la politique monétaire peut-elle se révéler utile? La question est liée aux canaux de transmission de la politique monétaire. En effet, l'un d'eux est le crédit. L'expansion et la contraction du crédit se répercutent aussi bien sur la demande globale que sur l'offre globale. Elles influent par conséquent sur l'activité globale et sur les prix.

De nombreux chercheurs se sont intéressés récemment au canal du crédit. Pour ces derniers, les imperfections du marché financier constituent un important facteur de propagation de la politique monétaire (elles jouent le rôle d'accélérateur financier). À cause des frictions qui caractérisent les marchés du crédit, les différentes sources de financement ne sont pas parfaitement substituables, tout particulièrement dans le cas du crédit bancaire. Étant donné une asymétrie d'information sur les marchés financiers, les effets de la politique monétaire sont amplifiés et répartis entre les emprunteurs par deux canaux. Le premier est le canal du crédit (Bernanke et Blinder, 1988), qui intervient du côté de l'offre de crédit. Un resserrement de la politique monétaire diminue l'offre de prêts bancaires, ce

qui a pour effet de réduire les dépenses des emprunteurs qui dépendent des crédits bancaires. Il y a ensuite le canal qui met en jeu les bilans (Bernanke et Gertler, 1995). Il intervient du côté de la demande de crédit. Un resserrement de la politique monétaire entraîne un affaiblissement des bilans des emprunteurs, réduisant par conséquent leur capacité d'emprunt. Une contraction de l'offre de prêts provoque une augmentation du taux débiteur, ce qui freine l'activité chez les emprunteurs dépendant des crédits bancaires. Au lieu de majorer leurs taux débiteurs, les banques peuvent aussi rationner le crédit. Les banques recourent à cette mesure à cause de l'asymétrie d'information entre emprunteurs et prêteurs. Les problèmes de risque moral et d'antisélection peuvent se traduire par un rationnement du crédit (Keeton, 1979; Stiglitz et Weiss, 1981). Williamson (1986) élabore aussi un modèle dans lequel le rationnement du crédit est le résultat des coûts de surveillance.

Plusieurs études fournissent des résultats empiriques sur le rôle du crédit dans la transmission de la politique monétaire. Après un resserrement de la politique monétaire, les banques prêtent davantage aux grandes entreprises et moins aux petites (Gertler et Gilchrist, 1994; Li, 1997). Lang et Nakamura (1995) constatent en outre que les banques accordent, proportionnellement, plus de prêts aux entreprises sûres en période de difficultés financières. Morgan (1998) a recours à une différence d'ordre contractuel entre les types de prêt bancaire aux entreprises pour évaluer les effets de la politique monétaire sur le crédit. La plupart des banques commerciales accordent des crédits aux termes d'un engagement de prêt, par exemple dans le cadre d'une ligne de crédit renouvelable. Dans ce type de contrat, les conditions de crédit futures sont déjà fixées, ce qui a pour effet d'éviter une contraction brutale de l'offre de prêts. Les banques peuvent par contre, si elles le souhaitent, réduire les autres types de prêt. Par conséquent, en comparant l'offre des deux types de crédit, on peut étudier les effets de la politique monétaire sur le crédit. Morgan fait appel à deux indicateurs de la politique monétaire : les dates de Romer et Romer, et le taux des fonds fédéraux. Les résultats montrent qu'un resserrement de la politique monétaire freine la croissance des prêts non assortis d'un engagement préalable, tandis que les prêts visés par un engagement ne ralentissent pas ou même s'accélèrent. En examinant de plus près les réponses de préposés au crédit bancaire dans les banques et de petites entreprises à un questionnaire portant sur l'accessibilité du crédit, Morgan constate que la divergence s'explique par un recul de l'offre de prêts imputable aux effets de la politique monétaire sur le crédit.

Certains auteurs font l'hypothèse que les frictions existant sur les marchés financiers représentent un important facteur de propagation des chocs de politique monétaire. Les travaux de Fuerst (1995) et de Fisher

(1996) sur le canal du crédit donnaient à penser que celui-ci était peu important sur le plan quantitatif. Cependant, Bernanke, Gertler et Gilchrist (1998) présentent un modèle qui tient compte des primes accompagnant un recours aux capitaux extérieurs et de l'actif net des emprunteurs. Or, ce modèle révèle que les frictions sur le marché du crédit peuvent accentuer sensiblement les chocs nominaux et les chocs réels subis par l'économie. Par ailleurs, Cooley et Quadrini (1998) se penchent sur un modèle dans lequel les décisions financières des entreprises diffèrent de manière systématique en fonction de leurs fonds propres. La structure du capital des entreprises évolue de manière endogène au fil des périodes par suite de leurs décisions financières. Le modèle donne un aperçu du rôle important que peut jouer l'hétérogénéité des entreprises dans la transmission de la politique monétaire. Cooley et Quadrini concluent cependant que l'incidence réelle globale des chocs monétaires est très faible, constatation qui s'apparente aux résultats empiriques obtenus par Sims (1992) et par Leeper, Sims et Zha (1996).

Plusieurs études ont été consacrées à la modélisation des étranglements du crédit. Peek et Rosengren (1995) présentent un modèle simple, à une période, du comportement des banques, dans lequel ces dernières se voient imposer des règles contraignantes en matière de fonds propres à la suite d'importantes pertes sur prêts et d'une rentabilité faible ou nulle, ce qui les oblige à se comporter différemment. Chan-Lau et Chen (1998) envisagent un modèle dans lequel les entreprises financent leurs activités par emprunt sur les marchés privés quand l'intermédiation financière est « inefficiente » — en ce sens que la surveillance des prêts est coûteuse. Ils se servent de leur modèle pour étudier les importantes sorties de capitaux et les étranglements du crédit qui ont été observés ces dernières années dans les pays d'Asie.

Dans la présente étude, nous élaborons un modèle dynamique à agents hétérogènes pour analyser les étranglements du crédit et l'efficacité de la politique monétaire. Dans notre modèle, un étranglement du crédit est provoqué par la prudence des banques en matière de prêt en période de faible rentabilité et de difficultés financières. Les banques recueillent les dépôts des ménages, qu'elles prêtent ensuite aux entreprises en fonction de leur taille. Les revenus des banques doivent être égaux à leurs dépenses. Les taux créditeurs sont établis par la banque centrale, tandis que les taux débiteurs sont fixés par les banques. En situation d'étranglement du crédit, les banques peuvent répartir leur actif entre les prêts et des titres sûrs à revenu fixe. Nous faisons l'hypothèse que les banques suivent une méthode de gestion du risque qui est fondée sur le respect d'une valeur prédéterminée du rapport des pertes sur prêts aux dépôts. Dans ce modèle, les banques n'ont pas de fonds propres, de sorte qu'elles échappent à l'obligation de

maintenir ceux-ci à un niveau minimal. La valeur du rapport des pertes aux dépôts qu'elles s'efforcent de respecter est tirée du scénario de référence (qui correspond à l'état normal de l'économie). Ce rapport devient contraignant lorsque la rentabilité fléchit dans l'économie. Le modèle peut générer un étranglement du crédit en amenant les banques à rééquilibrer leur actif en faveur des titres d'État et au détriment des prêts, ce qui se traduit par une diminution du crédit.

Nous nous servons ensuite du modèle pour analyser la politique monétaire. Dans le cadre d'une première simulation, nous examinons l'efficacité de cette dernière pendant un étranglement du crédit. Lorsque les autorités monétaires abaissent les taux créditeurs d'un demi-point de pourcentage, les banques réduisent les taux débiteurs de 40 points de base. Les banques accordent des prêts à quelques entreprises relativement petites, mais une forte proportion de leur actif est placée en titres d'État. Dans une deuxième simulation, nous permettons aux banques de lever la contrainte relative au rapport des pertes aux dépôts de manière à obtenir le même rapport des obligations aux dépôts que dans le scénario de référence. Nous constatons que le rapport des pertes aux dépôts doit être doublé. Ces résultats donnent à penser que, si l'étranglement du crédit est attribuable à la réglementation ou à une gestion trop prudente du risque, la politique monétaire a des effets très limités comparativement à un assouplissement des exigences réglementaires ou des pratiques de gestion du risque des banques.

La première section décrit le modèle. Dans la deuxième section, nous procédons à l'étalonnage de celui-ci en fonction de l'économie canadienne. Dans la troisième section, nous nous servons du modèle pour produire un étranglement du crédit et en analyser les conséquences sur le plan de la politique monétaire. La dernière section tient lieu de conclusion.

1 Le modèle

Dans les paragraphes qui suivent, nous décrivons notre modèle d'équilibre général de l'intermédiation financière[1]. Nous distinguons trois types d'agent dans l'économie : les ménages, les banques et la banque centrale. Les ménages ont un certain nombre de projets d'investissement au cours de chaque période. S'ils ne disposent pas de fonds suffisants, ils doivent solliciter un prêt bancaire. Les demandes de prêt sont étudiées par les banques à la lumière du patrimoine net des demandeurs. Ceux qui

1. Il n'y a pas de chocs globaux dans le modèle actuel. Dans des travaux futurs, nous comptons soumettre le modèle à ce type de choc dans le but d'examiner les étranglements du crédit sur l'ensemble du cycle économique.

obtiennent un prêt deviennent entrepreneurs, et les autres, travailleurs. Chaque travailleur est également confronté à un risque de chômage qui lui est propre. Les travailleurs ayant un emploi reçoivent un revenu du travail, et les travailleurs sans emploi, des prestations d'assurance-chômage.

Les banques recueillent des dépôts et accordent des prêts aux entrepreneurs ou achètent des obligations d'État sans risque. Elles ont une politique de gestion du risque de crédit qui peut les amener à faire preuve de plus de prudence dans l'octroi de prêts en période de faible rentabilité et de difficultés financières. La banque centrale fixe les taux d'intérêt créditeurs, dont le niveau influe sur le comportement des banques en matière de crédit.

1.1 Les ménages

Les ménages ont une espérance de vie finie. Désignons par m_t^i l'actif net du ménage i à la période t. Au cours de chaque période, chaque ménage est doté de n projets d'investissement, x_t^{ij}, $j = 1, 2, ..., n$. L'investissement total est x_t^i $(=\sum_j x_t^{ij})$, et l'investissement consacré à chaque projet, x_t^i/n. Le montant de l'investissement total est un multiple fixe ϕ du patrimoine net courant du ménage m_t^i. Si ϕ est supérieur à un, le ménage a besoin de capitaux externes. Pour simplifier le problème, nous faisons l'hypothèse que les projets nécessitent toujours un apport de fonds externes :

$$x_t^i = \phi m_t^i \text{ avec } \phi > 1 .$$

Nous postulons que les rendements réalisés sur les projets d'investissement, r_t^j, sont distribués selon une loi normale de moyenne r et d'écart-type σ_r. r_t^j est tiré indépendamment pour tous les projets et tous les ménages. Les taux de rendement présentent aussi une probabilité positive d'être suffisamment négatifs pour que la banque subisse des pertes sur les prêts consentis pour certains projets.

Les ménages sollicitent auprès des banques les fonds nécessaires pour leurs projets d'investissement. Si la banque accepte la demande de crédit, le ménage devient un entrepreneur. Il exécute le projet et obtient le taux de rendement correspondant. Si sa demande de crédit est rejetée, le ménage se met en quête d'un emploi. Notons $1 - u$ la probabilité de trouver un emploi et u celle d'être au chômage. Le travailleur ayant un emploi reçoit un revenu y en contrepartie de son travail. Le travailleur en chômage reçoit des prestations d'assurance-chômage θy, θ désignant le taux de remplacement du revenu. Le patrimoine net restant est reporté à la période suivante.

De plus, chaque ménage, qu'il soit entrepreneur ou travailleur, fait face à la probabilité de retraite forcée τ. À sa retraite, il peut uniquement

tirer un revenu de ses dépôts et toucher une pension. Enfin, les retraités font face à une probabilité de décès δ. À leur décès, ils sont remplacés par de nouveaux agents dont le patrimoine de départ est nul. Les actifs restants sont perdus (il n'y a pas de legs dans le modèle).

La fonction d'utilité instantanée des travailleurs, des entrepreneurs et des retraités est

$$U^{ra}(c) = \frac{(\xi^{ra}c^{1-\rho})^{1-\rho}-1}{1-\rho},$$

où ra désigne les régimes d'activité possibles, soit l'ensemble $\{W, U, E, R\}$, où les lettres W, U, E et R désignent respectivement les travailleurs ayant un emploi, les travailleurs en chômage, les entrepreneurs et les retraités. c désigne la consommation tandis que σ et ρ sont des paramètres positifs. ξ^W, ξ^U, ξ^E et ξ^R sont supérieurs à zéro.

Décrivons maintenant les fonctions de valeur de chaque agent. Notons V^W, V^U, V^E et V^R les fonctions de valeur des travailleurs, des chômeurs, des entrepreneurs et des retraités. m^* est le patrimoine net minimum qui permet d'avoir droit à un financement extérieur. Un travailleur ayant un patrimoine net $m(< m^*)$ pendant la période courante a la probabilité $(1-u)$ d'obtenir un emploi[2]. Une fois employé, il obtient un revenu du travail y, dépose son actif net à la banque et reçoit un revenu en intérêts $R^d m$. Il répartit ensuite son revenu total entre la consommation c et l'épargne m'. S'il n'a pas d'emploi, le travailleur reçoit des prestations d'assurance-chômage θy et dépose là encore son actif net à la banque. Il répartit ses ressources totales entre la consommation c et l'épargne m'. Au cours de la période suivante, le travailleur a une probabilité τ de prendre sa retraite. Autrement, il peut devenir entrepreneur ou rester un travailleur, selon son patrimoine net m'.

Pour un travailleur :

$$V^W(m) = \max_{\{c^W, m'\}} \{U^W(c^W) + \beta[(1-\tau)[(1-u)V^W(m')$$

$$+ uV^U(m') + E_{r'} V^E(m', r')] + \tau V^R(m')]\}, \qquad (1)$$

avec

$$c^W + m' = (1+R^d)m + y,$$

$$V^W(m) = 0 \text{ si } m \geq m^*.$$

2. Comme nous utilisons un modèle annuel et que la durée moyenne du chômage est inférieure à un an, u ne dépend pas de l'état.

Pour un travailleur en chômage :

$$V^U(m) = \max_{\{c^U, m'\}} \{U^U(c^U) + \beta[(1-\tau)[(1-u)V^W(m')$$

$$+ uV^U(m') + E_{r'} V^E(m', r')] + \tau V^R(m')]\}, \quad (2)$$

avec

$$c^U + m' = (1 + R^d)m + \theta y,$$

$$V^U(m) = 0 \text{ si } m \geq m^*.$$

Un entrepreneur investit dans n projets et tire le rendement r^j du projet x^j pour $j = 1, 2, \ldots, n$. Il reçoit aussi un revenu du travail y et paie $R^l(x - m)$ d'intérêts; il peut consacrer le reste soit à la consommation, soit à l'épargne. Le patrimoine net ne peut être négatif (il s'agit là d'une contrainte de liquidité). Les pertes subies sur des projets d'investissement peuvent toutefois rendre le patrimoine net négatif, auquel cas le ménage se contente d'une consommation minimale c^{min} (qui est financée par la banque), déclare faillite et ne rembourse pas son emprunt[3]. Dans ce cas-là, le ménage se retrouve au début de la période suivante sans actif ni passif. Au cours de la période suivante, l'entrepreneur a une probabilité τ de prendre sa retraite.

$$V^E(m, r) = \max_{\{c, m'\}} \{U^E(c) + \beta[(1-\tau)[(1-u)V^W(m')$$

$$+ uV^U(m') + E_{r'} V^E(m', r')] + \tau V^R(m')]\}, \quad (3)$$

avec

$$c = \max\left\{c^{min}, m + y + \sum_{j=1}^{n} (1 + r^j)x^j - R^l(i - m) - m'\right\},$$

$$\sum_{j=1}^{n} x^j = \phi m,$$

$$V^E(m, r) = 0 \text{ si } m < m^*.$$

De plus, V^E, V^W et V^U doivent satisfaire à une contrainte de participation

$$E_r V^E(m^*, r) \geq (1-u)V^W(m^*) + uV^U(m^*), \quad (4)$$

3. Signalons qu'il n'y a pas ici de problème de risque moral, puisque les banques surveillent constamment les rendements.

ce qui implique que, à la marge, le ménage préfère être entrepreneur (présenter une demande de prêt) que travailleur.

Une fois qu'un ménage a pris sa retraite, il reçoit une pension y^R. Son patrimoine net et son revenu de retraite sont répartis entre la consommation et l'épargne. Au cours de la période suivante, le ménage a une probabilité δ de décéder.

$$V^R(m) = \max_{\{c,\, m'\}}\{U^R(c) + \beta[(1-\delta)V^R(m')]\}, \tag{5}$$

avec

$$c + m' = (1 + R^d)m + y^R.$$

Un facteur qui a rarement été étudié dans la littérature consacrée aux étranglements du crédit est l'hétérogénéité des projets d'investissement présentés aux banques et des méthodes que celles-ci mettent en œuvre pour les évaluer. Dans notre modèle, il y a plusieurs sources d'hétérogénéité : le risque de chômage pour chaque ménage, le risque de rendement des projets et le risque lié au cycle de vie (retraite, décès et naissance). Les ménages sont donc hétérogènes sur plusieurs plans : actifs ou retraités, entrepreneurs, travailleurs ou chômeurs et, ce qui compte le plus pour notre propos, valeur du patrimoine.

Dans notre modèle, les ménages ont plusieurs raisons de se constituer un patrimoine : épargner en vue de leur retraite, maximiser le rendement obtenu au moyen de projets d'investissement plutôt que de dépôts [contrainte de participation, inégalité (4)] et se prémunir à l'égard des chocs de chômage, contre lesquels ils ne sont pas parfaitement assurés. Comme les banques tiennent compte du risque de faillite de leurs clients lorsqu'elles prennent leurs décisions de crédit, nous avons besoin de représenter la faillite dans le modèle. Cependant, la faillite est lourde de conséquences pour les ménages : il leur suffit d'une seule mauvaise période pour perdre tout le patrimoine accumulé, ce qui risque par exemple de compromettre leurs avoirs de retraite. C'est pourquoi nous offrons aux ménages la possibilité d'investir dans plusieurs projets à la fois et donc de diversifier les risques courus.

1.2 Les banques

Les banques recueillent les dépôts des travailleurs et des retraités et accordent des prêts aux entrepreneurs pour financer leurs projets d'investissement. Le taux d'intérêt pratiqué sur les dépôts, R^d, est fixé par les autorités monétaires. En cas de projet déficitaire, les banques engagent des frais de vérification μ pour réaliser la valeur de récupération du projet.

Les banques choisissent m^* et un taux d'intérêt débiteur R^l tels que i) les intérêts créditeurs versés aux déposants soient égaux aux intérêts produits par les prêts :

$$\sum_{m_t^i < m^*} R_t^d m_t^i = E_r\left\{\sum_{m_t^i \geq m^*} R_t^l(x_t^i - m_t^i) - \sum_{m_t^i \geq m^*} L_t^i\right\}$$

$$+ R_t^d \max\left\{0, \sum_{m_t^i < m^*} m_t^i - \sum_{m_t^i \geq m^*} (x_t^i - m_t^i)\right\}, \quad (6)$$

équation dans laquelle les pertes sont définies par

$$L_t^i = \max\{0, (1+\mu)[(1+R_t^l)(x_t^i - m_t^i) - x_t^i(1+r_t^i)] + g_t^i\},$$

g_t^i représentant les pertes supplémentaires subies s'il faut assurer aux ménages une consommation minimale;

ii) les pertes attendues sur les prêts ne dépassent pas une certaine proportion, notée α, des dépôts :

$$E_r\left\{\sum_{m_t^i \geq m^*} L_t^i\right\} \leq \alpha \sum_{m_t^i < m^*} m_t^i; \quad (7)$$

iii) les banques ne puissent accorder des prêts supérieurs au montant des dépôts qu'elles reçoivent :

$$\sum_{m_t^i \geq m^*} (x_t^i - m_t^i) \leq \sum_{m_t^i < m^*} m_t^i. \quad (8)$$

Le choix de m^i par les ménages et le choix de m^* par les banques font que le montant total des prêts est déterminé de manière endogène. Le côté gauche de l'inégalité désigne le montant des prêts, et le côté droit, le montant des dépôts qui peut servir à accorder des prêts ou à acheter des obligations. Ces dernières sont les avoirs sûrs que les banques utilisent pour réduire le rapport de leurs pertes à leurs dépôts.

Le rapport des pertes aux dépôts α peut être interprété de deux façons. On peut d'abord le rattacher à la politique interne de gestion du risque (au moyen d'une règle empirique) et à la valeur exposée au risque. On peut aussi le considérer comme une contrainte réglementaire imposée de l'extérieur. Cette contrainte est souvent liée à l'obligation de maintenir un niveau minimum de fonds propres. Dans notre modèle, cependant, les banques n'ont pas de capitaux propres. Il reste que le rapport des pertes aux dépôts peut être converti en rapport des pertes aux fonds propres.

Les banques évaluent les projets en fonction du patrimoine net des emprunteurs. Comme ils s'attendent à tirer des rendements nettement plus élevés de leurs projets d'investissement que de leurs dépôts, les ménages souhaitent que leur demande de prêt soit approuvée, ce qui est une condition nécessaire à l'exécution d'un projet. Étant donné que les projets, et donc les prêts, sont proportionnels aux garanties fournies par les ménages (leur patrimoine), le patrimoine des ménages sert de critère d'évaluation des demandes de prêt : les banques approuvent uniquement les projets assortis d'une garantie qui dépasse un certain montant.

D'autres observations viennent étayer cette hypothèse : nombre de ménages ont un faible patrimoine et n'ont pas d'autre placement que des dépôts. Il se peut que ces ménages veuillent investir dans des projets rentables, tout en sachant que leur demande de crédit ne sera pas approuvée. Par ailleurs, quand les banques durcissent les conditions d'octroi des prêts, les petites entreprises sont fort susceptibles d'en faire les frais.

1.3 La banque centrale

Le seul instrument dont la banque centrale dispose est le taux d'intérêt créditeur R^d, qu'on peut considérer comme un indicateur de l'orientation de la politique monétaire ou de la conjoncture économique.

Comment la banque centrale influe-t-elle sur le comportement des prêteurs? La politique de prêt d'une banque privée s'articule autour de deux éléments : le seuil d'octroi des prêts m^* et le taux débiteur R^l. Si la banque centrale abaisse le taux d'intérêt créditeur, comment la politique de prêt des banques s'en trouve-t-elle modifiée? Si les banques ont fixé l'un des deux éléments précédents, la réponse à cette question est simple. Si le seuil d'octroi des prêts m^* est maintenu constant, un abaissement du coût des dépôts pour les banques aura pour effet de réduire le taux débiteur de manière à maintenir l'égalité entre les recettes et les dépenses. De même, si les banques gardent constant le taux imposé aux emprunteurs, leurs bénéfices augmenteront et elles pourront réduire m^*.

Si les banques peuvent modifier les deux variables, il est difficile de déterminer leur comportement puisque R^l et m^* peuvent tous deux être réduits ou augmentés. Nous proposerons dans les deux prochaines sections une analyse quantitative fondée sur un modèle étalonné afin de répondre à cette question.

1.4 Calcul de l'équilibre de régime permanent

Pour exposer la méthode de calcul servant à résoudre le système d'équations, nous définirons d'abord ce qu'est l'équilibre avant de présenter

la méthode permettant de le déterminer. Désignons par z l'ensemble de paramètres qui décrit l'économie — un ensemble que nous pouvons modifier par rapport au scénario de référence pour nous livrer à des simulations. L'équilibre se caractérise par un taux d'intérêt débiteur $R^l(z)$, un seuil d'octroi des prêts $m^*(z)$, une loi de mouvement des agents économiques $\lambda' = g(\lambda;z)$ et des règles de décision des ménages $m^W(m;z)$, $m^U(m;z)$, $m^E(m, r;z)$ et $m^R(m;z)$ telles que :

i) les ménages puissent résoudre leurs problèmes d'optimisation [équation (1), (2) et (3)];

ii) les banques couvrent leurs coûts, conformément à l'équation (6), le rapport pertes/dépôts ne dépasse pas la valeur α, conformément à la contrainte (7), et elles ne puissent prêter plus que le montant des dépôts reçus, ce qu'exprime la contrainte (8), tout en satisfaisant à la contrainte de participation, exprimée par l'inégalité (4).

Afin de résoudre le modèle en situation d'équilibre, nous définissons une grille englobant tous les types de ménage (travailleurs, chômeurs, entrepreneurs et retraités), tous les niveaux de patrimoine et tous les rendements réalisés sur les projets. Pour des valeurs initiales de R^l et m^*, nous calculons les utilités correspondant à toutes les décisions possibles, avant de calculer par itération les fonctions de valeur. Une fois que les règles de décision optimales sont déterminées, elles sont mises en application, de même que les lois de mouvement, pour trouver les distributions invariantes des ménages selon leur type, leur patrimoine et les rendements relatifs aux projets. Cette distribution étant donnée, nous évaluons les contraintes des banques à l'équilibre. Si elles ne se situent pas dans une fourchette raisonnable, nous modifions R^l et m^*, avant de recommencer toute l'opération. Une fois que toutes les données convergent, nous calculons des statistiques globales.

2 Étalonnage : l'état de référence

Le modèle est étalonné en fonction de l'économie canadienne au moyen de données annuelles allant de 1988 à 1992, période durant laquelle nous disposons de statistiques sur la distribution des taux de rendement des fonds propres (Statistique Canada, 1994). Conformément à la littérature, nous fixons ρ et β à 2,5 et 0,96 respectivement, tandis que σ est établi à 0,67. Nous fixons ξ^E, ξ^W, ξ^U et ξ^R conformément aux modèles standards dans lesquels les loisirs sont explicitement représentés, c'est-à-dire que $\xi^E = \xi^W = \xi^U = 0.55^{0.67}$ et $\xi^R = 1$; cela implique que les heures de travail des travailleurs qui ont un emploi et des entrepreneurs ainsi que les efforts de recherche déployés par les chômeurs sont établis à 0,45. Le revenu du travail des personnes ayant un emploi et des entrepreneurs, y, et le revenu

de retraite, y^R, sont fixés à 1 et à 0,3 respectivement. Les probabilités de départ à la retraite τ et de décès des retraités δ sont établies à 5 % et 10 % respectivement.

Le taux créditeur, R^d, est fixé à 1,00 % à partir des taux réels obtenus sur les certificats de placement garantis et des taux réels offerts sur les comptes d'épargne. La prestation d'assurance-chômage est égale à 29,29 % du taux de rémunération des travailleurs[4]. Nous faisons l'hypothèse que la consommation minimale est égale à cette prestation.

Le rapport des investissements au patrimoine net, ϕ, est calculé à partir du ratio d'endettement. Le ratio d'endettement moyen durant la période de référence est de 1,2, ce qui donne une valeur de 2,2 pour ϕ. Les frais de vérification μ sont fixés à 6 %.

Statistique Canada (1994) fournit la distribution des rendements des fonds propres des entreprises non financières du quatrième trimestre de 1988 au quatrième trimestre de 1992. Nous disposons ainsi, pour chaque trimestre, des rendements moyens réalisés sur les capitaux propres par tertile (supérieur, intermédiaire et inférieur). Dans notre modèle, nous retenons aussi une distribution discrète des taux de rendement afin de simplifier les calculs. Les taux de rendement des projets sont calculés à partir des statistiques relatives au rendement des fonds propres des entreprises, étant donné une distribution supposée normale. Pendant la période considérée, cette distribution correspond à des rendements discrets r de – 50 %, de 4,52 % et de 60 % assortis de probabilités de 0,0098, de 0,9817 et de 0,0085 respectivement. Le taux le plus bas est fixé à un niveau susceptible d'entraîner à l'occasion des faillites, et le taux intermédiaire est donné par le taux de rendement moyen.

Le taux débiteur R^l et le patrimoine minimum permettant d'obtenir un prêt, m^*, sont choisis de manière à permettre aux banques d'équilibrer leurs dépenses et leurs revenus, tandis que le rapport des obligations aux dépôts est voisin de la proportion moyenne représentée par les portefeuilles obligataires pendant toute la période de référence. D'après les calculs, le taux débiteur R^l est égal à 1,18 % et m^* à 6,76. Dans le régime permanent de référence, le nombre de travailleurs est de 0,58, le nombre d'entrepreneurs de 0,09 et celui des retraités de 0,33. En ce qui concerne la

---

4. Cette mesure est basée sur le taux de remplacement élaboré par Hornstein et Yuan (1999). Les éléments suivants du régime d'assurance-chômage sont pris en compte : le taux de remplacement prévu dans la loi, la proportion de la population active participant au régime, le nombre maximal de semaines de prestation que peut obtenir un demandeur possédant des droits minimaux et le nombre minimal de semaines de travail exigé pour avoir droit aux prestations.

répartition du patrimoine, le coefficient de Gini est de 0,65 dans l'économie de référence.

Dans ce modèle de référence, les banques subissent des pertes sur prêts de temps à autre en raison de la possibilité de rendements négatifs. Le rapport pertes/dépôts est de 0,166 % selon les calculs. Nous nous servons de ce rapport comme valeur de référence pour la politique de prêt des banques. Durant les périodes de diminution des rendements, ce rapport devient contraignant et amène les banques à faire preuve de plus de prudence dans leurs prêts, d'où une forte contraction du crédit.

3 Étranglement du crédit, comportement des banques en matière de prêt et politique monétaire

Maintenant, servons-nous du modèle pour simuler un étranglement du crédit. D'après les statistiques relatives au rendement des fonds propres, au quatrième trimestre de 1992, les entreprises ont obtenu des rendements inférieurs à la moyenne de la période de référence. Nous calculons la distribution des rendements annualisés des projets en nous basant sur ce trimestre. Nos calculs donnent des taux de rendement r de – 50 %, de 2,57 % et de 60 % assortis de probabilités de 0,0179, de 0,9742 et de 0,0079 respectivement. Le taux de chômage est de 11,57 % pendant la période de référence et ϕ est égal à 2,3. Nous posons que le taux créditeur est égal au taux en vigueur dans le scénario de référence, 1,00 %, afin que nous puissions examiner le comportement des banques en matière de crédit en période de faible rentabilité, en l'absence de toute modification de l'orientation de la politique monétaire.

Afin de créer éventuellement un étranglement du crédit, nous choisissons des valeurs de m^* et de R^l telles que le rapport des pertes des banques à leurs dépôts soit égal à la valeur fixée dans le scénario de référence, 0,166 %, les banques devant toujours équilibrer revenus et dépenses.

En situation d'équilibre, nous constatons que, pour être admissible à un prêt, l'entreprise doit posséder un actif m^* de 6,84, valeur supérieure à celle du scénario de référence (6,76) (voir Tableau 1). Les banques réduisent donc les prêts accordés aux petites entreprises. Le montant total des prêts diminue considérablement — de plus de 60 % — en situation d'étranglement du crédit par rapport au scénario de référence. Le taux débiteur obtenu est de 1,30 %, valeur supérieure au taux de 1,18 % retenu dans le scénario de référence. En examinant la répartition des avoirs bancaires, nous constatons une forte augmentation de la proportion des dépôts bancaires placés en obligations. Cette proportion atteint 58 % contre

Tableau 1
Analyse en régime permanent

	Scénario de référence	Étranglement du crédit	Politique monétaire	Politique de prêt
Taux créditeur R^d	0,0100	0,0100	0,0050	0,0100
Distribution des rendements	–0,5000 0,0098	–0,5000 0,0179	–0,5000 0,0179	–0,5000 0,0179
	0,0452 0,9817	0,0257 0,9742	0,0257 0,9742	0,0257 0,9742
	0,6000 0,0085	0,6000 0,0079	0,6000 0,0079	0,6000 0,0079
Seuil d'octroi des prêts m^*	6,76	6,84	6,55	6,72
Taux débiteur R^l	0,0118	0,0130	0,0090	0,0140
Obligations/dépôts (%)	13	58	57	14
Pertes/dépôts α (%)	0,166	0,166	0,166	0,345
Total des prêts	0,76	0,27	0,26	0,80
Total des dépôts	0,87	0,65	0,60	0,92
N^bre^ de travailleurs	0,58	0,64	0,64	0,58
N^bre^ d'entrepreneurs	0,09	0,03	0,03	0,09
N^bre^ de retraités	0,33	0,33	0,33	0,33
Coefficient de Gini	0,65	0,62	0,62	0,64
Utilité moyenne	–0,23	–0,26	–0,27	–0,23

13 % dans le scénario de référence. La contrainte imposée par le rapport des pertes aux dépôts bancaires permet de reproduire concrètement le comportement des banques en matière de prêt. On évite ainsi d'avoir à représenter explicitement les modifications de l'aversion des banques pour le risque dans différents états de l'économie.

Nous constatons aussi que plus de gens deviennent travailleurs (0,64 au lieu de 0,58) et qu'ils sont moins nombreux à devenir entrepreneurs (0,03 au lieu de 0,09). Le coefficient de Gini passe de 0,65 dans le scénario de référence à 0,62, et l'utilité moyenne, de – 0,23 à – 0,26.

Dans cet état de l'économie, il y a plus de faillites à cause de la diminution des rendements obtenus et de la hausse des taux débiteurs. Les banques sont prisonnières de leur politique de crédit en ce sens que, à mesure que les pertes augmentent en proportion des prêts, elles doivent réduire ces derniers. Avec le relèvement du seuil m^*, certains entrepreneurs redeviennent travailleurs, ce qui fait baisser le montant des prêts. Le recul du nombre de prêts est partiellement compensé par la hausse de la valeur moyenne des crédits qui sont maintenus. Le processus se poursuit jusqu'à ce que les banques trouvent la valeur de m^* qui rétablit le rapport pertes/dépôts initial. Ce faisant, les banques doivent aussi relever le taux débiteur en raison de la hausse des coûts (par prêt) imputable à l'accroissement des pertes.

3.1 Simulations de politique monétaire en régime permanent

Nous nous livrons maintenant à une simulation dans laquelle la banque centrale abaisse d'un demi-point de pourcentage le taux créditeur, R^d, en situation d'étranglement du crédit. Nous examinons comment les banques modifient leur politique de prêt en faisant varier R^l et m^*. Les banques choisissent R^l et m^* de façon que leurs revenus couvrent leurs dépenses et que le rapport pertes/dépôts reste égal à celui observé dans le scénario de référence (0,166 %).

Lorsque le taux créditeur recule d'un demi-point, les banques réduisent leur taux débiteur de 40 points de base, le faisant passer à 0,90 %. Elles augmentent leurs prêts aux petites entreprises en ramenant à 6,55 — par rapport à 6,84 en situation d'étranglement du crédit — le seuil d'octroi des prêts m^*. La part des dépôts placés sous la forme d'obligations reste la même que dans le scénario d'étranglement du crédit. Le total des dépôts et celui des prêts diminuent légèrement. Dans l'ensemble, l'abaissement du taux créditeur a des répercussions assez limitées.

La diminution des taux d'intérêt s'avère peu efficace de façon générale parce que la principale contrainte qui s'exerce sur les banques est le rapport pertes/dépôts α. Cependant, la modification des taux d'intérêt a divers effets. La baisse des taux créditeurs a réduit l'incitation des travailleurs à épargner. Par contre, comme les banques voient décroître leurs paiements d'intérêts, elles peuvent abaisser le taux débiteur pour équilibrer leurs comptes, ce qui incite un certain nombre de travailleurs à se faire entrepreneurs. Cependant, ces différents effets sont de faible amplitude.

Afin d'évaluer l'efficacité relative de ce changement de politique monétaire, nous nous livrons à une autre simulation. Les banques assouplissent leur règle de limitation des pertes, c'est-à-dire qu'elles relèvent le rapport pertes/dépôts α qu'elles cherchent à respecter. Les banques choisissent m^* et R^l de manière que leurs revenus couvrent leurs dépenses et que le rapport des obligations aux dépôts soit le plus voisin possible de la valeur observée dans le scénario de référence (13 %). La dernière colonne du Tableau 1 montre que, si l'on porte le rapport des pertes aux dépôts α à 0,345 %, soit à peu près le double de la valeur retenue dans le scénario de référence, le rapport obligations/dépôts descend à 14 %, valeur voisine de celle du scénario de référence. On constate que, par rapport au scénario d'étranglement du crédit, un plus grand nombre de gens deviennent entrepreneurs plutôt que travailleurs. L'utilité moyenne revient au niveau qu'elle avait dans le scénario de référence.

Cette politique est beaucoup plus efficace parce qu'elle assouplit la règle qui est la plus contraignante pour les banques. Même si le rapport pertes/dépôts α augmente, celles-ci parviennent à couvrir leurs frais

d'exploitation moyennant une très légère hausse des taux débiteurs. L'abaissement de m^* incite certains travailleurs à devenir entrepreneurs, et l'effet de la baisse des rendements disparaît presque entièrement : les projets génèrent un taux de rendement moyen plus faible que dans le scénario de référence sans étranglement du crédit, mais ce taux reste supérieur au taux pratiqué sur les dépôts. L'accroissement du nombre de projets se traduit par une augmentation des rendements réalisés dans l'économie.

Conclusions

Nous avons élaboré dans cette étude un modèle dynamique d'équilibre général de l'intermédiation financière qui a ceci de nouveau qu'il tient compte de l'hétérogénéité des projets d'investissement. De plus, la décision de devenir entrepreneur et de contracter un prêt est endogène, et les travailleurs décident du montant des dépôts que les banques peuvent ensuite affecter à l'octroi de prêts et à l'achat d'obligations. Étant donné que les projets et même les ménages peuvent faire faillite dans ce modèle, les banques tiennent compte explicitement des pertes possibles sur leurs prêts. Cette autoréglementation, qui a été imposée récemment aux banques par l'accord de Bâle, semble être le facteur déterminant lors d'un étranglement du crédit. D'après les résultats de notre modèle, qui est étalonné en fonction de l'économie canadienne, la politique monétaire ne peut guère contribuer à atténuer un resserrement brutal du crédit quand celui-ci est dû à une augmentation du risque de crédit. Par contre, une réglementation plus souple en matière de prêt — notamment des règles qui permettent aux banques de subir davantage de pertes, qu'elles peuvent compenser par une hausse des taux débiteurs — se révèle très efficace.

Bibliographie

Bernanke, B. S. et A. Blinder (1988). « Credit, Money, and Aggregate Demand », *American Economic Review*, vol. 78, nº 2, p. 435-439.

——— (1992). « The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission », *American Economic Review*, vol. 82, nº 4, p. 901-921.

Bernanke, B. S. et M. Gertler (1995). « Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, nº 4, p. 27-48.

Bernanke, B. S., M. Gertler et S. Gilchrist (1998). « The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework », document de travail nº 6455, National Bureau of Economic Research.

Bernanke, B. S. et C. S. Lown (1991). « The Credit Crunch », *Brookings Papers on Economic Activity*, nº 2, p. 205-248.

Chan-Lau, J. A. et Z. Chen (1998). « Financial Crisis and Credit Crunch as a Result of Inefficient Financial Intermediation—with Reference to the Asian Financial Crisis », document de travail nº 98/127, Fonds monétaire international.

Cooley, T. F. et V. Quadrini (1998). « Monetary Policy and the Financial Decisions of Firms », photocopie.

Fisher, J. D. M. (1996). « Credit Market Imperfections and the Heterogeneous Responses of Firms to Monetary Shocks », document de travail nº 96-23, Federal Reserve Bank of Chicago.

Fuerst, T. S. (1995). « Monetary and Financial Interactions in the Business Cycle », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 27, nº 4, partie 2, p. 1321-1338.

Gertler, M. et S. Gilchrist (1994). « Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, nº 2, p. 309-340.

Green, E. et S. N. Oh (1991). « Can a 'Credit Crunch' Be Efficient? », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 15, nº 4, p. 3-17.

Harholf, D. et T. Korting (1998). « Lending Relationships in Germany: Empirical Results from Survey Data », Discussion Paper nº 1917, Centre for Economic Policy Research.

Hornstein, A. et M. Yuan (1999). « Can a Matching Model Explain the Long-Run Increase in Canada's Unemployment Rate? », *Revue canadienne d'Économique*, vol. 32, nº 4, p. 878-905.

Keeton, W. R. (1979). *Equilibrium Credit Rationing*, New York, Garland Publishing.

Lang, W. W. et L. Nakamura (1995). « 'Flight to Quality' in Bank Lending and Economic Activity », *Journal of Monetary Economics*, vol. 36, nº 1, p. 145-164.

Leeper, E. M., C. A. Sims et T. Zha (1996). « What Does Monetary Policy Do?», *Brookings Papers on Economic Activity*, nº 2, p. 1-63.

Li, W. (1997). « Capital Constraints and Firm Heterogeneity over Business Cycles », photocopie.

Morgan, D. P. (1998). « The Credit Effects of Monetary Policy: Evidence Using Loan Commitments », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 30, nº 1, p. 102-118.

Pazarbasioglu, C. (1996). « A Credit Crunch? A Case Study of Finland in the Aftermath of the Banking Crisis », document de travail nº 96/135, Fonds monétaire international.

Peek, J. et E. Rosengren (1995). « The Capital Crunch: Neither a Borrower Nor a Lender Be », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 27, nº 3, p. 625-838.

Sharpe, S. A. (1995). « Bank Capitalization, Regulations, and the Credit Crunch: A Critical Review of the Research Findings », Finance and Economics Discussion Series, nº 95-20, Washington, Federal Reserve Board.

Sims, C. A. (1992). « Interpreting the Macroeconomics Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy », *European Economic Review*, vol. 36, nº 5, p. 975-1000.

Statistique Canada (1994). *Statistiques financières trimestrielles des enterprises, troisième trimestre de 1994*, nº 61-008 au catalogue.

Stiglitz, J. et A. Weiss (1981). « Credit Rationing in Markets with Imperfect Information », *American Economic Review*, vol. 71, nº 3, p. 393-410.

Vihriala, V. (1996). « Credit Crunch and Collateral Squeeze? An Empirical Study of the Credit Supply of the Finnish Local Banks in 1990–1992 », document de travail nº 11/96, Banque de Finlande.

Wagster, J. D. (1999). « The Basle Accord of 1988 and the International Credit Crunch of 1989–1992 », *Journal of Financial Services Research*, vol. 15, nº 2, p. 123-143.

Williamson, S. D. (1986). « Costly Monitoring, Financial Intermediation, and Equilibrium Credit Rationing », *Journal of Monetary Economics*, vol. 18, nº 1, p. 159-179.

Woo, D. (1999). « In Search of 'Capital Crunch': Supply Factors Behind the Credit Slowdown in Japan », document de travail nº 99/3, Fonds monétaire international.

Commentaires

Emanuela Cardia

Yuan et Zimmermann élaborent un modèle permettant d'engendrer un étranglement du crédit, c'est-à-dire une politique de prêt prudente au point d'être inefficiente, et cherchent à voir si la politique monétaire ou la réglementation du crédit peuvent atténuer les effets d'un tel resserrement. Les auteurs constatent que, alors que la réglementation des prêts peut éliminer l'incidence d'un étranglement du crédit, la politique monétaire est à peu près impuissante à cet égard.

Le document de Yuan et Zimmermann constitue un apport intéressant à la littérature traitant de ce phénomène. Selon plusieurs études empiriques, l'Allemagne, la Finlande, les États-Unis et le Japon ont pâti au début des années 1990 d'un excès de prudence des banques en matière de prêt, mais rares sont les auteurs qui ont essayé de mettre au point un cadre théorique pour examiner cette question.

Yuan et Zimmermann recourent à un modèle d'équilibre général comportant plusieurs types de ménage et des projets hétérogènes. Le facteur d'hétérogénéité le plus important tient à l'hypothèse voulant que les ménages soient composés de travailleurs si leur actif net, m, est inférieur à un seuil m^*, déterminé par le système bancaire, ou puissent être entrepreneurs si $m \geq m^*$. Un ménage sollicitera un prêt si le projet qu'il envisage nécessite un investissement supérieur à son patrimoine net. La demande de prêt ne sera approuvée que si $m \geq m^*$, auquel cas le ménage deviendra entrepreneur. Cette configuration est indispensable pour créer la possibilité d'un étranglement du crédit. Les auteurs postulent aussi que les ménages ont une probabilité fixe τ de départ à la retraite et une probabilité μ d'être au chômage et que leur espérance de vie est finie. Ils n'expliquent toutefois pas pourquoi ces facteurs d'hétérogénéité supplémentaires sont essentiels à l'étude des étranglements du crédit. Je constate au Tableau 1 que

le nombre de retraités ne varie pas selon le scénario. Nous ne perdrions peut-être rien à omettre cette caractéristique. Si tel est le cas, il vaudrait mieux omettre complètement la catégorie des retraités dans le modèle et ajouter une note expliquant que l'inclusion de celle-ci ne changerait rien aux résultats.

Les auteurs devraient expliquer comment, dans leur modèle, l'étranglement du crédit peut influer sur le chômage et indiquer là aussi comment ce dernier varie selon le scénario. Là encore, j'estime que, si le chômage ne joue pas un grand rôle dans les résultats, on ne devrait pas le faire intervenir dans le modèle. Je ne comprends pas, enfin, l'importance que peut avoir un horizon fini. Ces éléments fournissent certes autant de raisons différentes d'épargner, mais ce n'est pas là le sujet que veulent étudier Yuan et Zimmermann. À moins qu'ils aient un effet démontrable sur les résultats, il faudrait les omettre, car ils diluent le propos des auteurs et rendent le modèle ainsi que les résultats difficiles à comprendre.

Les banques choisissent le seuil d'octroi des prêts m^* et le taux débiteur R_l et considèrent comme donnés le taux créditeur R_d ainsi que le rapport des pertes aux dépôts. Voilà une importante source potentielle d'inefficience dans les prêts : il se peut que α ne soit pas optimal. C'est la banque centrale qui fixe le taux pratiqué sur les dépôts, R_d. Une autre contrainte s'applique, à savoir que m doit être supérieur à m^*. Il s'agit là encore d'une source d'inefficience, qui sert probablement à exprimer l'idée que les petits projets ont moins de chances que les grands d'obtenir un financement. Les auteurs devraient discuter davantage des sources d'inefficience en matière de prêt qui existent dans leur modèle.

C'est surtout l'interprétation des résultats qui pose problème. Les résultats présentés au Tableau 1 concernent quatre scénarios différents. Le premier est le scénario de référence. Le deuxième est le scénario qui correspond à un étranglement du crédit et où les taux de rendement sont réduits (de manière exogène). Dans les deux autres scénarios, on examine la façon dont la politique monétaire et la politique de prêt pourraient permettre de passer d'une situation d'étranglement du crédit au scénario de référence. Il y a étranglement du crédit parce que les prêts ont baissé (passant de 0,76 à 0,27). Cependant, même sans inefficience en matière de prêt, le crédit aurait reculé sous l'effet de la chute des taux de rendement. La question est d'établir dans quelle mesure le crédit a diminué à cause de l'inefficience de l'octroi des prêts. Pour le savoir, il faudrait pouvoir faire une comparaison avec un scénario où la politique de prêt serait efficiente. Je ne sais pas si la chose est possible dans la configuration actuelle, mais il me paraît essentiel de déterminer l'importance respective de l'inefficience en matière de prêt, d'une part, et de l'effet produit par la baisse des rendements sur le crédit, d'autre part. Dans leurs simulations, Yuan et Zimmermann comparent les

résultats des scénarios envisagés à ceux obtenus dans le scénario de référence. Les taux de rendement sont cependant plus élevés dans ce dernier. Or, l'objet de l'étude est d'examiner le rôle de la politique monétaire et de la politique de prêt dans l'atténuation des effets produits par un étranglement du crédit, et non les effets engendrés par une baisse de la rentabilité. Il faudrait redéfinir l'objet de l'étude ou clarifier les simulations effectuées. J'aurais également aimé que les auteurs exposent les effets d'une diminution des rendements sur m et y.

Commentaires

Shouyong Shi

Yuan et Zimmermann cherchent à déterminer si la politique monétaire peut aider l'économie à se remettre d'un étranglement du crédit. Leur conclusion est que la politique monétaire n'est pas d'une grande utilité si les banques gèrent le risque de façon prudente en limitant le rapport de leurs pertes sur prêts aux dépôts. On observe même une chute de l'ensemble des dépôts et des prêts si la banque centrale réduit le taux offert aux déposants durant une forte contraction du crédit. Par conséquent, un assouplissement de la politique monétaire en situation d'étranglement du crédit est contreproductif.

Les auteurs parviennent à cette conclusion après avoir étalonné un modèle dynamique d'équilibre général qui tient compte des imperfections du marché du crédit. Ils retiennent les années 1988 à 1992 pour période d'estimation et font l'hypothèse qu'un étranglement du crédit est survenu en 1992, à la suite d'une baisse des taux de rendement réalisés sur les projets des emprunteurs. Les auteurs calculent la manière dont l'équilibre aurait été modifié si la banque centrale avait alors abaissé le taux créditeur d'un demi-point de pourcentage. Ils obtiennent les résultats suivants : les banques réduisent les taux débiteurs et accroissent leurs exigences en matière de prêt, tandis que le montant total des dépôts et celui des prêts diminuent, tous deux dans une faible mesure.

Afin de montrer comment le modèle produit ces résultats, j'aimerais le décrire brièvement. Le modèle comprend une banque privée et un grand nombre d'agents, regroupés en quatre catégories : les travailleurs ayant un emploi, les travailleurs sans emploi, les entrepreneurs et les retraités. Au début de chaque période, tous les agents à l'exception des retraités peuvent solliciter un prêt, mais seuls ceux dont le patrimoine est suffisant obtiennent du crédit. L'agent qui obtient un prêt devient entrepreneur et investit le

produit de son emprunt dans des projets. Autrement, l'agent devient travailleur (il a un emploi ou est au chômage), ou encore retraité, et dépose une partie de son patrimoine à la banque. À partir de la masse des dépôts, la banque accorde des prêts; le taux versé aux déposants est considéré comme donné. Les décisions de la banque en matière de prêt portent sur le taux débiteur et le seuil d'octroi du crédit, c'est-à-dire le patrimoine minimal que doivent posséder les agents pour obtenir un prêt. La banque équilibre ses comptes, c'est-à-dire que les revenus qu'elle espère tirer des prêts doivent couvrir les intérêts versés sur les dépôts.

Dans ce modèle, les agents sont rationnés si leur patrimoine est inférieur au seuil défini. Ce rationnement du crédit est le fruit de trois imperfections du marché du crédit, que l'on peut résumer de la façon suivante :

(H1) Les emprunteurs ont une responsabilité limitée; leur consommation ne peut être négative, de sorte que la banque ne peut récupérer les fonds prêtés si le rendement d'un projet est trop faible.

(H2) Pour chaque unité de perte sur prêt, la banque doit engager un coût supplémentaire et peut aussi devoir assurer une consommation minimale à l'agent qui a fait faillite.

(H3) La banque fait preuve de prudence dans ses prêts (elle limite le rapport des pertes sur prêts aux dépôts, α).

Ces imperfections obligent la banque à fixer le seuil d'octroi des prêts au-dessus du niveau minimal de richesse des agents. Si les deux premières imperfections sont typiques des modèles de rationnement du crédit, la dernière est relativement nouvelle, et essentielle pour générer un étranglement du crédit.

Un étranglement du crédit se produit de la manière suivante dans le modèle. Quand les taux de rendement réalisés sur les projets des entrepreneurs subissent une variation négative, les revenus que la banque espère tirer des prêts diminuent. Un plus grand nombre d'emprunteurs déclarent faillite et, en raison de (H1) et (H2), la banque essuie des pertes plus élevées sur ses prêts. Afin d'équilibrer ses comptes, elle relève le taux débiteur et le seuil d'octroi des prêts. Le marché du crédit se resserre, de sorte qu'un plus grand nombre de petits emprunteurs (relativement pauvres) sont évincés du marché. Ce résultat est observé même sans la contrainte de prudence en matière de prêt (H3), mais le resserrement ne serait peut-être pas suffisamment prononcé pour pouvoir être qualifié d'étranglement du crédit. Il y a étranglement du crédit quand la banque majore de nouveau le seuil d'octroi des prêts et réduit considérablement l'offre de crédit afin de se conformer à la contrainte en question.

Il y a deux caractéristiques que j'aime dans le modèle. En premier lieu, ce dernier s'inscrit dans un cadre d'équilibre général et est dynamique, chaque agent ayant une longue durée de vie. Grâce à ces deux caractéristiques, les auteurs peuvent prendre en compte la totalité des effets des imperfections du marché du crédit sur la consommation et l'épargne, de même que les effets indirects sur le marché du crédit par l'entremise des dépôts. Dans la plupart des autres modèles, les agents ne vivent que pendant deux périodes, et les imperfections du marché du crédit n'y ont donc pas d'effet en retour puissant par l'intermédiaire de l'épargne (voir par exemple Williamson, 1987, et Bernanke et Gertler, 1989).

En second lieu, les demandeurs de prêts sont divisés de manière endogène en deux catégories — les entrepreneurs et les déposants — d'après leur richesse : les demandeurs riches sont entrepreneurs et les demandeurs pauvres sont déposants. Il y a même une répartition de la richesse entre les entrepreneurs. Non seulement cette méthode de modélisation rend l'offre et la demande de prêts endogènes, mais elle permet à un étranglement du crédit de produire des effets de redistribution. Par exemple, ce sont les petits emprunteurs pauvres qui souffrent le plus d'un resserrement brutal du crédit, puisque ce sont les premiers à subir les effets du rationnement quand la banque relève le seuil d'octroi des prêts. Les agents sont également hétérogènes sous d'autres angles. Certains ont un emploi tandis que d'autres sont au chômage; d'aucuns font partie de la population active alors que les autres sont à la retraite. Le modèle est donc utile pour étudier aussi bien les effets globaux que les effets de redistribution de la politique de crédit.

J'aimerais maintenant formuler quelques critiques.

Yuan et Zimmermann pourraient expliquer de façon plus claire les raisons pour lesquelles la prudence des banques en matière de prêt peut engendrer un étranglement du crédit. Le modèle comporte, semble-t-il, un puissant effet de richesse négatif sur les déposants, qui réduit les prêts par le jeu d'une contrainte de prudence dans l'octroi du crédit. Dans le modèle, le total des prêts passe de 0,76 durant la période d'estimation à 0,27 en 1992. Cette évolution s'accompagne d'un faible relèvement seulement du seuil d'octroi des prêts (qui passe de 6,76 à 6,84), mais d'une chute prononcée des dépôts (qui passent de 0,87 à 0,65). Cette chute explique l'accroissement marqué de la proportion des dépôts bancaires placés en obligations (qui passe de 13 % à 58 %) ainsi que du taux débiteur (qui passe de 1,18 à 1,30 %). En ce sens, l'étranglement du crédit s'apparente davantage, dans le modèle, à une raréfaction des dépôts.

Voici le rôle que joue la contrainte de prudence des banques durant un étranglement du crédit. Quand la richesse des entrepreneurs diminue à cause d'une variation négative des taux de rendement réalisés sur les projets,

cette contrainte exerce un effet fortement restrictif sur la banque, et ce, pour deux raisons. Premièrement, les entrepreneurs qui ont la chance de pouvoir garder ce statut ont besoin de plus de financement externe, ce qui accroît les pertes sur prêts anticipées. Deuxièmement, et cela est plus important encore, ceux qui cessent d'être entrepreneurs épargnent moins et déposent moins d'argent. Les deux effets augmentent le rapport des pertes aux dépôts de sorte que, pour continuer de se conformer à la contrainte de prudence dans les prêts, la banque réduit considérablement le crédit. À mon avis, un étranglement du crédit se produira dans le modèle même si la banque ne modifie pas son seuil d'octroi des prêts.

Le comportement des dépôts pourrait expliquer aussi pourquoi la baisse du taux créditeur n'aide pas l'économie à sortir de ce mauvais pas. En fait, elle érode encore la richesse des déposants et rend les prêts encore plus difficiles à obtenir. Comme l'indiquent les simulations, quand la banque centrale abaisse le taux créditeur d'un demi-point de pourcentage, le montant total des dépôts et celui des prêts chutent tous deux, même si le taux débiteur et le seuil d'octroi des prêts diminuent eux aussi. Étant donné qu'une variation négative des taux de rendement des projets engendre un étranglement du crédit en provoquant une forte baisse des dépôts, les autorités monétaires devraient relever, et non réduire, le taux payé aux déposants en période d'étranglement du crédit.

Yuan et Zimmermann n'explicitent pas dans leur modèle pourquoi les banques font preuve de prudence en matière de prêt, bien qu'ils avancent plusieurs explications raisonnables de ce comportement. Étant donné que les principaux résultats de l'étude dépendent de cette contrainte de prudence dans les prêts, le fait qu'elle soit imposée de manière exogène aux banques ne peut manquer de susciter des interrogations. Comment pouvons-nous avoir la certitude que la valeur maximale du rapport des pertes sur prêts aux dépôts ne change pas durant un étranglement du crédit? Chose plus importante encore, comment pouvons-nous avoir l'assurance que cette valeur maximale ne réagit pas à la politique monétaire? Parce qu'ils maintiennent une contrainte exogène en matière de prêt, les auteurs ne peuvent être certains des effets de la politique monétaire.

Afin d'illustrer notre propos, considérons les explications que les auteurs avancent pour motiver la prudence des banques en matière de prêt. L'une est l'évaluation que celles-ci font de la valeur exposée au risque, tandis que l'autre se rapporte aux normes établies pour les fonds propres. Ces deux explications débouchent sur des modifications inverses de la valeur maximale du rapport des pertes sur prêts aux dépôts en période d'étranglement du crédit. Si la banque est prudente à cause de la valeur exposée au risque, la variation négative des taux de rendement des projets accroît la valeur exposée au risque par unité de prêt, ce qui incite la banque à

encore plus de prudence. C'est-à-dire que la banque réduira la valeur limite du rapport pertes/dépôts. Dans ce cas, la variation négative des rendements entraîne une contraction du crédit plus marquée que dans le modèle. Si, par contre, la banque fait preuve de prudence à cause des exigences en matière de fonds propres, la diminution des prêts en période d'étranglement du crédit devrait l'amener à se départir de sa prudence. La banque détient en effet des obligations d'État, dont la valeur ne change pas (dans le modèle) durant un étranglement du crédit. Comme elle a moins de prêts, elle peut continuer de respecter les normes de fonds propres si elle relève la valeur maximale des pertes sur prêts par rapport aux dépôts. La contrainte de prudence dans l'octroi des prêts devient moins astreignante dans ce cas et le resserrement du crédit est moins prononcé.

La politique monétaire est moins efficace dans un cas que dans l'autre. Si la valeur maximale du rapport pertes/dépôts est motivée par la valeur exposée au risque, il ne sert pas à grand-chose de diminuer le taux versé sur les dépôts. Si, par contre, cette valeur est fonction des exigences imposées en matière de fonds propres, une politique monétaire expansionniste qui donne lieu à une baisse du taux d'intérêt accroîtra la valeur des obligations d'État et rendra ces exigences moins contraignantes. Dans ce cas, la politique monétaire incite la banque à relever la valeur maximale des pertes par rapport aux dépôts, ce qui atténue considérablement l'étranglement du crédit.

L'hétérogénéité caractérise le modèle à de nombreux égards, mais Yuan et Zimmermann ne l'exploitent pas à fond. Ainsi que je l'ai indiqué, cette riche hétérogénéité permet à l'étranglement du crédit de produire des effets de redistribution. Les auteurs n'en mentionnent qu'un, déjà exposé dans la littérature, à savoir que les petits entrepreneurs souffrent davantage que les grandes entreprises d'une contraction du crédit. Ils pourraient cependant aller beaucoup plus loin à l'aide de ce modèle. Comment un étranglement du crédit redistribue-t-il la richesse entre les entrepreneurs et les déposants? Les effets sont-ils différents selon que les travailleurs ont un emploi ou sont au chômage? Comment la politique monétaire redistribue-t-elle la richesse entre les différents agents?

Même si les auteurs ne s'intéressent pas aux effets de redistribution, ces derniers peuvent nous aider à comprendre l'importance de l'hétérogénéité pour les résultats globaux. Par exemple, le chômage est représenté dans ce modèle, alors qu'il est absent des modèles antérieurs comportant un rationnement du crédit. Il serait intéressant de déterminer l'importance du chômage pour le comportement global du marché du crédit. J'ai l'impression que le chômage contribue très peu à un étranglement du crédit. Cela est dû au fait que, comme je l'ai fait valoir précédemment, la

contraction du crédit est provoquée essentiellement par une forte baisse des dépôts, ce qui peut arriver même quand tous les travailleurs ont un emploi.

En résumé, Yuan et Zimmermann se sont attelés à une tâche ambitieuse, soit la représentation d'un étranglement du crédit dans un modèle dynamique d'équilibre général. Ils ont constaté que la prudence dont les banques font preuve en matière de prêt joue un rôle crucial en pareil cas. Le modèle est utile pour évaluer à la fois les effets globaux et les effets de redistribution d'un fort resserrement du crédit et de la politique monétaire. Le comportement prudent des banques en matière de prêt devrait être représenté de manière explicite, mais cette étude est un pas dans la bonne direction pour ceux qui veulent comprendre la genèse des étranglements du crédit.

Bibliographie

Bernanke, B. et M. Gertler (1989). « Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations », *American Economic Review*, vol. 79, nº 1, p. 14-31.

Williamson, S. D. (1987). « Financial Intermediation, Business Failures, and Real Business Cycles », *Journal of Political Economy*, vol. 95, nº 6, p. 1196-1216.

L'hypothèse de la trappe des anticipations

Lawrence J. Christiano et Christopher Gust

Introduction et sommaire

Nombre de pays, dont les États-Unis, ont connu dans les années 1970 une inflation rapide, qui s'est révélée coûteuse. Nous présentons ici le fruit de nos recherches en vue d'élucider les causes de cette vague d'inflation et de déterminer ce qu'il faut faire pour éviter une répétition de celle-ci.

Il ne fait aucun doute dans notre esprit que l'inflation a été alimentée par une forte croissance de la masse monétaire, décidée par la Réserve fédérale des États-Unis. Mais pour savoir ce qu'il convient de faire pour éviter une nouvelle vague d'inflation, il ne suffit pas de connaître le responsable : il faut aussi comprendre les *motifs* qui l'animaient. Nous faisons l'hypothèse que la Réserve fédérale a été en fait amenée à engendrer une inflation rapide par un renforcement des anticipations du public en matière d'inflation. Pour reprendre les termes de Chari, Christiano et Eichenbaum (1998), nous disons que, lorsqu'une banque centrale est poussée à créer de l'inflation à cause d'un renforcement des anticipations de hausse des prix, l'économie est tombée dans une *trappe des anticipations*. Cette hypothèse au sujet de l'inflation portera donc le nom d'hypothèse de la trappe des anticipations.

---

* Le présent texte est une version ultérieure de la communication prononcée au colloque (sous un titre différent). Il est paru également dans la livraison du deuxième trimestre de 2000 de la revue *Economic Perspectives*, de la Banque fédérale de réserve de Chicago, vol. 25, nº 2, p. 21-39.

Les auteurs ont fort apprécié les discussions qu'ils ont eues avec Martin Eichenbaum. Lawrence J. Christiano tient à remercier la National Science Foundation de la subvention qu'elle a accordée au National Bureau of Economic Research.

Nous sommes d'avis que la dynamique de l'inflation au début des années 1970 est conforme à cette hypothèse, dont nous présentons deux versions. Nous décrivons aussi une hypothèse alternative, celle de la courbe de Phillips. D'après cette deuxième hypothèse, il y a inflation quand la banque centrale décide d'intensifier la croissance monétaire afin de stimuler l'économie et qu'elle accepte le risque d'inflation rapide qui en découle. L'hypothèse de la trappe des anticipations et celle de la courbe de Phillips postulent toutes deux qu'une inflation élevée est la conséquence d'une forte croissance monétaire. C'est par les motifs attribués à la banque centrale qu'elles diffèrent l'une de l'autre.

Notre analyse des diverses hypothèses relatives à l'inflation repose en bonne partie sur un examen non formel des données rétrospectives. Pour compléter cet exposé, nous étudions une version de l'hypothèse de la trappe des anticipations à l'aide d'un modèle macroéconomique dynamique d'équilibre général. Nous entendons ainsi démontrer : i) que l'hypothèse en question peut être intégrée à une vision cohérente de l'économie considérée dans son ensemble[1]; ii) qu'elle peut servir à expliquer de façon réaliste, sur le plan quantitatif, la flambée d'inflation qui s'est produite pendant les années 1970.

Nous faisons appel au modèle à participation limitée de Christiano et Gust (1999)[2]. Celui-ci exige une représentation de la politique monétaire au cours des années 1970; nous nous inspirons à cette fin de la règle de conduite de la politique monétaire estimée par Clarida, Galí et Gertler (1998). Selon l'explication fournie par ce modèle pour les premières années de la décennie 1970, une variation défavorable de l'offre (qui représente les différentes pénuries de produits de base observées à cette époque) aurait fait grimper l'inflation anticipée, ce qui aurait provoqué ensuite une accélération de l'inflation effective en raison de la nature de la politique monétaire. Nous constatons que, conformément à ce qui s'est produit, le modèle prédit une stagflation. Ce résultat milite en faveur de l'hypothèse de la trappe des anticipations.

Nous comparons notre modèle à une autre représentation quantitative du comportement de l'inflation au cours des années 1970, qui est proposée par Clarida et ses collaborateurs. Ce modèle permet également d'expliquer l'accélération de l'inflation pendant la décennie en question par l'autoréalisation des anticipations de hausse de l'inflation. Il s'agit d'une

---

1. Voir aussi Chari, Christiano et Eichenbaum (1998).
2. Ce modèle est une variante de celui de Christiano, Eichenbaum et Evans (1998).

version à anticipations rationnelles et à prix rigides du modèle IS-LM[3]. Quand nous nous servons de ce modèle pour simuler l'évolution des années 1970, nous constatons qu'il ne cadre pas avec la stagflation observée. Il prédit que la hausse de l'inflation anticipée et de l'inflation effective qu'entraîne une variation négative de l'offre s'accompagne d'une *augmentation* soutenue de l'emploi. Nous en concluons que le modèle à participation limitée rend mieux compte de l'inflation rapide des années 1970 que cet autre modèle. Ce résultat pourrait être intéressant en soi, puisque le modèle de Clarida et coll. est à l'heure actuelle largement utilisé.

Nous commencerons par décrire l'hypothèse de la trappe des anticipations et ses conséquences sur le plan de la politique monétaire. Nous nous pencherons ensuite sur les années 1960 et 1970, pour nous livrer à une analyse non formelle des deux hypothèses — trappe des anticipations et courbe de Phillips. Nous évaluerons l'hypothèse de la trappe des anticipations sur le plan quantitatif à l'aide du modèle à participation limitée. Nous procéderons enfin à un examen du modèle de Clarida et coll.

1 Qu'est-ce qu'une trappe des anticipations?

Nous donnerons d'abord une définition abstraite de la trappe des anticipations. Nous exposerons ensuite deux types particuliers de trappe. Nous expliquerons enfin ce qui cause véritablement l'inflation selon l'hypothèse de la trappe des anticipations.

1.1 Définition de la trappe

On parle de trappe des anticipations pour décrire une situation dans laquelle un renforcement des anticipations des agents privés en matière d'inflation pousse la banque centrale à accroître le taux d'inflation effectif[4]. Différents mécanismes peuvent aboutir à ce résultat. L'idée fondamentale, cependant, reste la même. Tout commence par un renforcement des anticipations du public en matière d'inflation. La cause de celui-ci n'est pas vraiment importante. Ce qui compte, c'est la suite des événements. La hausse de l'inflation anticipée amène les agents privés à adopter un comportement qui

3. Le modèle est tiré d'un modèle dynamique d'équilibre général où les agents maximisent leur utilité et où l'offre et la demande s'équilibrent. Kerr et King (1996) ont été les premiers à avancer la possibilité qu'un modèle de ce genre puisse, dans le cadre de la politique estimée par Clarida et coll. à l'aide de données relatives aux années 1970, représenter un état d'équilibre dans lequel les anticipations d'inflation peuvent s'autoréaliser.

4. Notre analyse est centrée sur une trappe des anticipations dans laquelle l'inflation est élevée. La situation contraire — une trappe des anticipations où l'inflation serait faible — est également possible.

a pour effet de placer la Réserve fédérale devant un dilemme : elle doit soit adopter une politique d'accompagnement, qui se traduira par une montée de l'inflation effective, soit s'opposer au renforcement des attentes, au risque de provoquer une récession. Une banque centrale soucieuse de la vigueur de l'économie pourrait fort bien finir par choisir une politique d'accompagnement, et ainsi tomber dans la trappe des anticipations.

1.2 Le canal des coûts et le canal des fonds de roulement

Nous présenterons deux versions de l'hypothèse de la trappe des anticipations, qui diffèrent par le mécanisme précis qui amène la Réserve fédérale à réagir à un renforcement des anticipations d'inflation en accroissant l'inflation. Un premier mécanisme, présenté dans Chari, Christiano et Eichenbaum (1998), s'inspire de l'explication habituelle de l'inflation par les coûts. Ce mécanisme est le suivant. Le renforcement des anticipations d'inflation pousse les gens à exiger des hausses salariales plus fortes. Les entreprises accèdent volontiers à ces revendications salariales parce qu'elles s'attendent à une montée du niveau général des prix et comptent être en mesure de répercuter l'accroissement de leur masse salariale sur leurs prix de vente. La Réserve fédérale est alors placée devant le dilemme que nous avons décrit précédemment. Elle peut produire l'inflation à laquelle tout le monde s'attend en intensifiant la croissance monétaire. Sinon, elle condamne l'économie à la récession. Il y a des cas où la Réserve fédérale ne sera pas prête à tolérer une récession, de sorte qu'elle se sentira obligée de créer de l'inflation. Elle finira donc par entériner le renforcement initial des attentes. Pour désigner cette version de l'hypothèse de la trappe des anticipations, nous parlerons de *canal des coûts*[5].

Nous verrons que la vague d'inflation enregistrée dans les années 1970 est difficile à expliquer à l'aide de cette version de l'hypothèse de la

5. Cette version de l'hypothèse de la trappe des anticipations est très proche de l'hypothèse avancée par Blinder (1982, p. 264) pour expliquer la poussée de l'inflation observée au début des années 1970 :

> L'inflation engendrée par des facteurs spéciaux peut alimenter le taux fondamental d'augmentation des prix si elle entraîne une accélération des hausses salariales. Les autorités sont alors confrontées à un choix extrêmement difficile — celui du degré de tolérance à adopter à l'égard de l'inflation. Dans la mesure où la demande globale en termes nominaux *n'est pas* accrue pour tenir compte de la hausse des salaires et des prix, il en résultera du chômage et une sous-utilisation de la capacité de production, et donc une récession. À l'opposé, si la demande globale est bel et bien accrue (par un relèvement, par exemple, du taux de croissance de la monnaie au delà des cibles adoptées antérieurement), l'inflation provenant de ces facteurs spéciaux sera incorporée au taux d'inflation de base. [Traduction]

trappe des anticipations. Dans ce qui suit, nous décrivons une autre version de cette hypothèse qui ne donne pas lieu aux mêmes difficultés.

Le modèle monétaire à participation limitée, que nous analysons plus loin, fait appel à un mécanisme différent pour expliquer la formation d'une trappe des anticipations. Selon cette deuxième version de l'hypothèse, les entreprises doivent emprunter à l'avance (se constituer des fonds de roulement) pour financer la totalité ou une partie des ressources nécessaires à la poursuite de leur production. Dans ce cas, un taux d'intérêt nominal élevé a un effet négatif sur l'activité économique parce qu'il accroît le coût des fonds de roulement. Afin de comprendre le fonctionnement de ce mécanisme, supposons de nouveau un bond des anticipations d'inflation. Les agents privés, considérant à juste titre que la banque centrale craint les effets négatifs des taux d'intérêt élevés sur la production, s'attendent à ce que la hausse de l'inflation qu'ils anticipent s'accompagne de faibles taux d'intérêt réels. Ils réduisent donc leur épargne, ce qui exerce des pressions à la hausse des taux d'intérêt sur le marché du crédit. La banque centrale se trouve alors placée devant un dilemme. Si elle ne modifie pas la masse monétaire, l'accélération de l'inflation qui est anticipée ne se produira pas. Par contre, la diminution de l'épargne entraînera une hausse des taux d'intérêt. En tarissant l'offre de fonds de roulement, cette hausse est de nature à freiner sensiblement l'économie. Une banque centrale soucieuse de la vigueur du secteur privé pourrait préférer éviter un relèvement notable des taux d'intérêt en injectant des fonds dans l'économie, ce qui aura pour effet d'entériner le renforcement initial des anticipations. Il s'agit là d'une autre façon de tomber dans la trappe des anticipations. Pour désigner cette deuxième version de l'hypothèse de la trappe des anticipations, nous parlerons de *canal des fonds de roulement*.

1.3 La cause véritable de l'inflation

Où situer en définitive la responsabilité de l'inflation lorsqu'on adopte l'hypothèse de la trappe des anticipations? Pour répondre à cette question, il faut parvenir à cerner la *cause* du renforcement des anticipations d'inflation. D'après l'hypothèse en question, les institutions monétaires elles-mêmes sont à la source du problème. Si, par exemple, la nature de ces institutions est telle que les gens ne peuvent imaginer une situation dans laquelle la banque centrale s'accommodera d'une hausse de l'inflation, il n'y a guère de raisons pour que le taux d'inflation attendu augmente soudainement. Il ne peut y avoir, en pareil cas, de trappe des anticipations.

Pour s'en convaincre, imaginons une pénurie de pétrole. On pourrait logiquement s'attendre à ce qu'il en résulte un relèvement du niveau des

prix. À cause de divers délais, il pourrait s'écouler un certain temps, peut-être un an ou même deux, avant que cette augmentation se matérialise. Rien, cependant, dans les raisonnements économiques habituels ne permet d'imputer à une pénurie de pétrole la hausse soutenue des prix, pendant une décennie au moins, que nous appelons inflation. Quiconque déduirait d'une hausse de 10 % du niveau des prix au cours d'une année que les prix continueront de grimper au même rythme, pour doubler en dix ans, serait considéré comme un hurluberlu — au même titre que la personne qui, voyant le thermomètre baisser d'un degré en 24 heures, en conclurait que la température va chuter de 100 degrés au cours des 100 journées suivantes.

Considérons maintenant le cas d'une économie où l'on sait que les institutions monétaires accordent une importance prioritaire à la production et à l'emploi. Supposons en outre que la banque centrale n'ait aucun moyen de s'engager à l'avance, en restant crédible, à maintenir la croissance monétaire à un bas niveau. Dans une économie de ce genre, l'idée que l'inflation puisse connaître une flambée paraît tout à fait plausible. Des événements à première vue sans portée réelle pourraient très bien déclencher une augmentation du taux d'inflation anticipé. Par exemple, la personne qui réviserait à la hausse ses prévisions en matière d'inflation à la suite d'un choc pétrolier ne passerait plus forcément pour un hurluberlu. Elle disposerait de plusieurs arguments économiques sensés pour appuyer ses prévisions. Elle pourrait invoquer l'une ou l'autre des versions de la trappe des anticipations décrites précédemment.

L'hypothèse de la trappe des anticipations impute donc la responsabilité de l'inflation aux institutions monétaires. Si l'on veut réduire la possibilité de trappe des anticipations, il faut que les institutions soient conçues de telle manière que nul ne doute de la volonté de la banque centrale de combattre l'inflation. Dans ce cas, les auteurs de revendications salariales qui déclarent haut et fort que l'inflation est sur le point de grimper se heurteront à l'incrédulité au lieu d'obtenir une hausse salariale.

On ne s'entend pas sur la manière précise dont les institutions monétaires devraient être conçues pour réduire la probabilité d'une trappe des anticipations. Il y a un point toutefois sur lequel les points de vue semblent s'accorder. La banque centrale, à tout le moins, devrait afficher une relative indifférence au sujet de la santé de l'économie. On peut en trouver un exemple dans la réaction qu'avait causée un discours devenu célèbre (pour de bonnes ou de mauvaises raisons) d'Alan Blinder, alors vice-président de la Réserve fédérale, à un colloque tenu à Jackson Hole, au Wyoming, en 1994. Blinder avait alors admis qu'il était possible à la banque centrale d'influer sur le chômage et la production. Cette affirmation avait provoqué un tollé. Nombre de ceux qui ont critiqué Blinder l'ont probablement fait non pas parce qu'ils le croyaient dans l'erreur, mais parce

qu'ils étaient d'avis qu'un dirigeant de banque centrale ne devait pas laisser voir que ces questions le préoccupent[6]. Pourquoi devrait-il faire preuve de réserve sur ce point? L'une des réponses possibles — celle que met en lumière l'hypothèse de la trappe des anticipations — est que, plus la banque centrale semble se soucier de l'économie réelle, plus elle risque de tomber dans la trappe des anticipations.

2 Le contexte

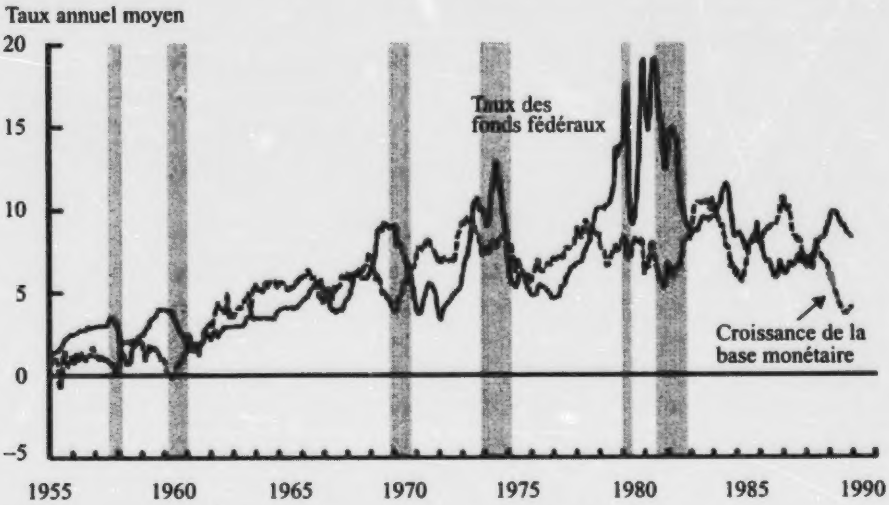
Nous commencerons par brosser à grands traits l'évolution qui a mené à l'inflation rapide des années 1970. Les données nous paraissent compatibles avec l'hypothèse que les États-Unis se soient enlisés dans une trappe des anticipations à la fin des années 1960 et au début de la décennie suivante. Nous comparerons ensuite l'hypothèse de la trappe des anticipations à une autre hypothèse concernant l'inflation. Selon cette seconde hypothèse, la Réserve fédérale savait fort bien que ses tentatives énergiques de relance de l'économie auraient pour résultat inévitable, bien que malheureux, la vague d'inflation observée. Nous parlerons dans ce cas de l'*hypothèse de la courbe de Phillips*, parce qu'il s'agit des tentatives de la Réserve fédérale de mettre à profit l'arbitrage illustré par cette courbe. Nous examinerons enfin les données dans le but de faire ressortir les conséquences économiques de la recrudescence de l'inflation au début des années 1970.

2.1 L'évolution jusqu'au début des années 1970 : la mise en place de la trappe

Il faut remonter à la récession du début de la décennie 1960 pour arriver à expliquer l'inflation des années 1970. Cette récession a favorisé l'accession de John F. Kennedy au pouvoir. Ce dernier s'est entouré des plus brillants économistes keynésiens de l'époque. Le cercle de ses conseillers économiques (Council of Economic Advisers ou CEA) était présidé par le très distingué keynésien Walter Heller et comptait un autre éminent représentant de l'école keynésienne, James Tobin, futur prix Nobel d'économie. La politique publique s'inspirait de la thèse keynésienne selon laquelle, si l'économie tournait à un régime inférieur à son potentiel, il incombait aux autorités de recourir aux politiques monétaire et budgétaire pour lui redonner du tonus. La Figure 1 illustre le taux des fonds fédéraux et le rythme de croissance de la base monétaire, en données annuelles. Y figurent aussi les années que le National Bureau of Economic Research (NBER) a désignées périodes de contraction cyclique (zones ombrées) et

6. Barro (1996, p. 58-60) est un commentateur de premier plan qui souscrit à ce point de vue.

Figure 1
Croissance de la base monétaire et taux des fonds fédéraux



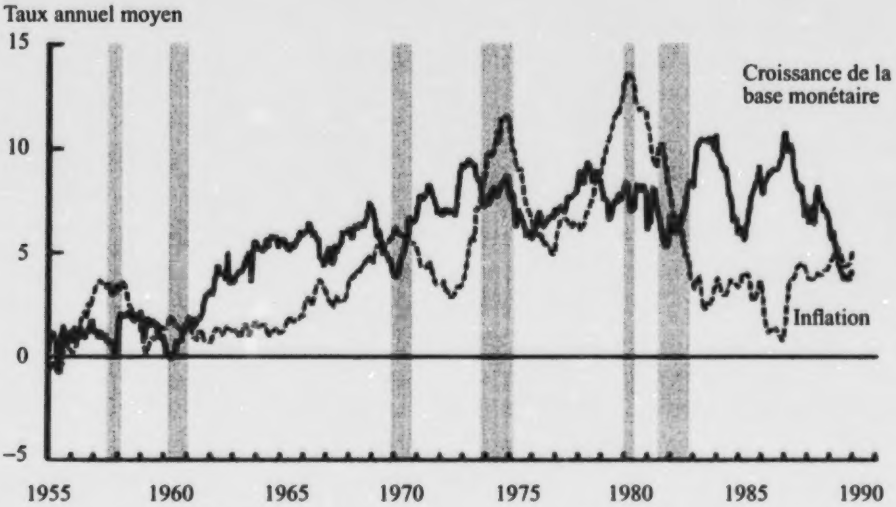
Nota : Les zones ombrées représentent les phases de récession selon le NBER.
Source : Données de Citibase

périodes d'expansion (zones non ombrées)[7]. On y voit que le taux de croissance de la base monétaire commence à se redresser au début des années 1960. Le CEA s'est également attelé à l'élaboration d'une politique budgétaire expansionniste, l'un des fruits de ses efforts ayant été la loi de réduction des impôts de 1964. La longue expansion des années 1960 a renforcé la conviction qu'il était possible et même souhaitable de mettre en œuvre une politique de stabilisation keynésienne.

On voit, à la Figure 2, que l'inflation a commencé à s'accélérer après un décalage de quelques années, en 1965[8]. Comme l'indiquent ces observations, cette hausse initiale de l'inflation n'illustre probablement pas la formation d'une trappe des anticipations. Elle s'explique sans doute mieux par l'hypothèse de la courbe de Phillips. Elle résultait en effet d'une politique monétaire expansionniste, adoptée de façon délibérée pour stimuler une économie qui cherchait son souffle. C'est plutôt la dynamique de l'inflation après l'accélération initiale des années 1960 qui semble présenter les caractéristiques d'une trappe des anticipations.

7. Les données sont tirées de Citibase. Le code mnémonique du taux des fonds fédéraux est fyff, et celui de la base monétaire, fmbase.
8. L'inflation est mesurée par la variation annuelle en pourcentage de l'indice des prix à la consommation, dont le code mnémonique est prnew dans Citibase (indice d'ensemble : CPI-W).

Figure 2
Croissance de la base monétaire et inflation



Nota : Les zones ombrées représentent les phases de récession selon le NBER.
L'inflation est la variation annuelle en pourcentage de l'IPC, dont le code mnémonique est prnew dans Citibase (indice d'ensemble : CPI-W).
Source : Données de Citibase

On constate aux Figures 1 et 2 que l'inflation a atteint trois pics, l'un au début des années 1970, un autre au début de 1975 et le dernier à la fin de 1980. L'accélération initiale de la hausse des prix dans les années 1960 fut accueillie avec appréhension par les autorités, qui relevèrent de façon très brutale le taux des fonds fédéraux en 1969. On impute souvent à ce resserrement de la politique monétaire la récession de 1970. Au grand désarroi des autorités, l'inflation resta élevée, alors même que la récession commençait à s'emparer de l'économie (voir Figure 1). Arthur Burns, alors président de la Réserve fédérale, déclara le 7 décembre 1970 dans une allocution prononcée au collège Pepperdine, à Los Angeles :

> Les règles de l'économie ne s'appliquent plus tout à fait comme auparavant. Malgré un chômage important dans notre pays, les hausses salariales n'ont pas ralenti. Malgré un taux peu élevé d'utilisation des capacités industrielles, les prix des produits de base poursuivent leur hausse rapide. (Burns, 1978, p. 118) [Traduction]

Les responsables de la politique publique acquirent la conviction que l'inflation obéissait fondamentalement aux anticipations de hausse des prix et que ces dernières étaient parfaitement insensibles à la récession. Dans un discours prononcé devant le comité économique mixte du Congrès des

États-Unis en 1971, Burns expliquait en ces termes le rôle des anticipations d'inflation :

> Les prix à la consommation n'ont cessé de monter depuis 1965 — et le rythme de leur augmentation s'est même accéléré durant de longs moments. On s'attend maintenant de façon générale à une poursuite de la progression rapide des prix au cours des mois et des années à venir [...] Dans ce contexte, les travailleurs cherchent naturellement à obtenir des hausses salariales suffisamment importantes [...] pour les protéger contre les futures augmentations de prix [...] Les employeurs avisés [...] considèrent, comme c'est maintenant généralement le cas, que l'accroissement de leurs coûts pourra probablement être répercuté sur des acheteurs qui se sont habitués à l'inflation. (Burns, 1978, p. 126) [Traduction]

Les autorités savaient que, en principe, l'inflation pouvait être enrayée au moyen d'une politique monétaire suffisamment restrictive, mais elles craignaient que le coût à court terme d'une telle politique, à savoir une baisse de la production, ne fût inacceptable. Comparaissant devant le Comité des affaires bancaires et monétaires de la Chambre des représentants le 30 juillet 1974, Burns affirmait :

> On peut donc faire valoir qu'un rythme relativement rapide d'expansion monétaire a permis la poursuite de la hausse accélérée des prix. Je n'en disconviens pas. Cependant, toute tentative d'appliquer de sévères restrictions monétaires afin de compenser les forces inflationnistes exceptionnellement puissantes des dernières années aurait causé de graves perturbations économiques et financières. Une politique monétaire de ce genre n'aurait pas été sensée. (Burns, 1978) [Traduction]

Dans une allocution prononcée au dix-septième colloque monétaire annuel de l'American Bankers Association à Hot Springs, en Virginie, le 18 mai 1970, Burns devait préciser sa pensée sur les inconvénients qu'il y aurait à recourir uniquement à une politique de resserrement monétaire (sans contrôle des salaires et des prix, par exemple) pour lutter contre l'inflation. Les coûts étaient si importants, selon lui, que cette stratégie était fondamentalement impraticable sur le plan politique. De déclarer Burns :

> Il y a plusieurs raisons pour lesquelles un recours excessif aux restrictions monétaires n'est pas indiqué. Premièrement, une politique monétaire fortement restrictive fausse la structure de production. Des mesures générales de contrôle monétaire, malgré leur apparente impartialité, produisent des effets très

> inégaux dans les différents secteurs de l'économie. Elles ont un effet relativement peu marqué sur la consommation et les investissements des grandes entreprises. Par contre, le secteur de la construction résidentielle, celui des travaux publics (tant au niveau des États qu'au niveau local), les entreprises immobilières et d'autres petites entreprises risquent d'être sérieusement touchés. Quand une politique monétaire restrictive est appliquée de façon énergique pendant une période prolongée, les secteurs en question risquent de souffrir à tel point que les conséquences en deviendraient inacceptables sur le plan économique et social et que des pressions politiques de plus en plus fortes s'exerceraient en faveur d'une atténuation des restrictions monétaires [...].
>
> Il serait tout à fait contre-indiqué d'essayer de compenser entièrement, par le moyen des politiques monétaire et budgétaire, les tensions à la hausse des prix que l'augmentation des coûts exerce actuellement. Une politique de ce genre freinerait la demande globale de façon si brutale qu'elle accroîtrait considérablement le risque d'une très grave récession. Si la récession devait frapper, les réactions virulentes d'une population furieuse auraient probablement tôt fait d'obliger le gouvernement à rétablir rapidement une politique de vigoureuse stimulation budgétaire et monétaire; il faudrait alors abandonner tout espoir de juguler un jour l'inflation. (Burns, 1978)[9] [Traduction]

Les autorités jugeaient tellement faibles les chances de maîtriser l'inflation par une politique monétaire restrictive qu'en août 1971, elles recouraient au contrôle des salaires et des prix.

---

9. Dans la même allocution, Burns a fait preuve d'une certaine clairvoyance en signalant un autre danger que présente le recours au freinage de la croissance monétaire pour combattre l'inflation. Il craignait que les décalages caractérisant l'action de la politique monétaire soient tels que la variance de l'inflation et de la croissance monétaire s'élèverait dans un mouvement d'« accordéon ».

> Les effets d'un resserrement monétaire sur la dépense se font généralement sentir au bout de délais relativement longs [...] À cause de ces longs délais, il existe un risque sérieux qu'un programme de stabilisation mettant l'accent sur la rigueur monétaire exerce l'essentiel de ses effets sur la dépense à un moment où l'excédent de la demande ne sera plus à son maximum. Il pourrait en résulter un freinage excessif de la dépense globale et la nécessité d'adopter rapidement des mesures énergiques de stimulation afin d'éviter une récession. Ces « coups d'accordéon » pourraient bien entraîner une nouvelle poussée d'inflation, encore plus intense que la précédente. (Burns, 1978) [Traduction]

Malgré cela, la croissance monétaire est demeurée forte[10]. Cela ne semble pas concorder avec l'hypothèse de la trappe des anticipations, plus particulièrement dans la forme qui fait intervenir le canal des coûts. Selon cette hypothèse, la Réserve fédérale réagit par une croissance monétaire rapide à la conclusion de contrats inflationnistes de salaires et de prix, elle-même alimentée par les anticipations d'inflation. Or, les contrats inflationnistes de salaires et de prix sont devenus illégaux pendant la période de contrôle des salaires et des prix, qui a pris fin en 1973. La croissance monétaire aurait donc dû être faible, et non pas élevée, durant cette période[11].

L'élément clé qui permet de concilier la trappe des anticipations et cette forte croissance monétaire est le taux d'intérêt. Les autorités étaient convaincues que le contrôle des salaires et des prix serait inapplicable politiquement s'ils laissaient les taux d'intérêt augmenter. Elles pensaient que le régime de contrôle apparaîtrait alors comme une façon détournée de redistribuer les revenus au détriment des salariés et au profit des gens (habituellement riches) qui touchent des intérêts. Elles craignaient que le régime en place ne perde alors tout appui politique et que l'inflation ne reprenne de plus belle. La politique monétaire a donc été orientée de manière à maintenir le taux d'intérêt nominal à peu près au niveau où il se situait avant le resserrement monétaire prononcé de 1969 (voir Figure 3). Il est étonnant qu'il ait fallu pour cela une croissance monétaire aussi rapide. L'explication de ce phénomène réside peut-être dans le type de décision de placement qu'implique l'hypothèse de la trappe des anticipations faisant intervenir le canal des fonds de roulement, décrite précédemment. Cette hypothèse implique que, en l'absence d'une forte expansion monétaire, les décisions de placement des ménages seront motivées par la crainte de l'inflation future et feront monter le taux d'intérêt.

Ces considérations nous portent à croire que, si le taux élevé d'expansion monétaire observé pendant la période de contrôle des salaires et des prix semble à première vue contredire l'hypothèse de la trappe des anticipations, il n'en va pas nécessairement ainsi.

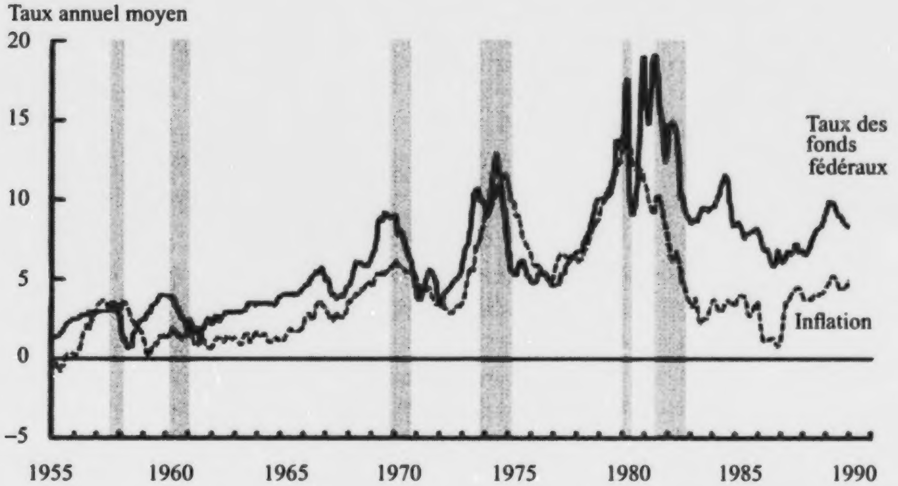
Les autorités ont commencé à lever les restrictions sur les salaires et les prix en 1973. Elles ont été de nouveau surprises par la force de la poussée inflationniste. Elles s'attendaient à certaines tensions et avaient

---

10. La croissance monétaire a été de 5,32 %, de 7,60 %, de 7,27 %, de 8,75 % et de 7,99 % l'an de 1970 à 1974. Le chiffre de la période t est calculé au moyen de la formule suivante : $100 \times \log(m(t)/m(t-1))$, où $m(t)$ désigne la base monétaire et t prend les valeurs 1970, 1971, 1972, 1973 et 1974.

11. À la prochaine rubrique, il sera question de la possibilité que l'hypothèse de la courbe de Phillips permette d'expliquer une forte croissance monétaire pendant la période de contrôle des salaires et des prix.

Figure 3
Taux des fonds fédéraux et inflation



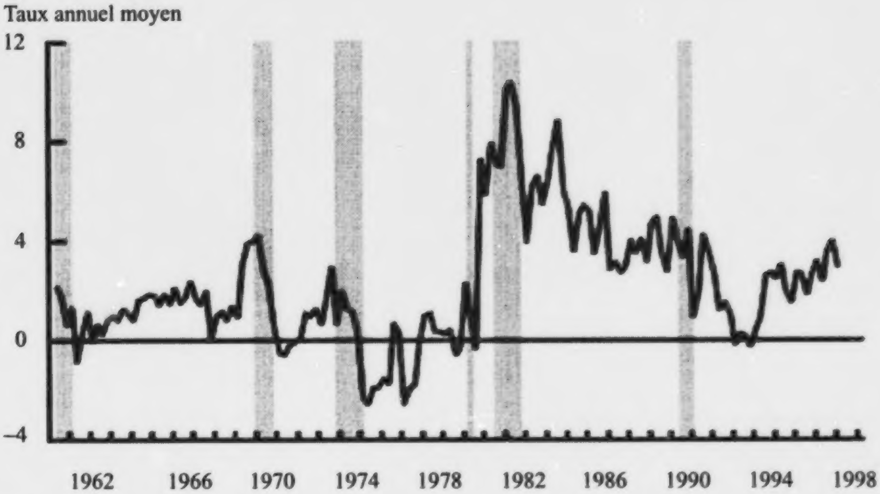
Nota : Les zones ombrées représentent les phases de récession selon le NBER.
Source : Données de Citibase

considérablement relevé les taux pendant cette période (voir Figure 3). Elles ont toutefois été étonnées de l'ampleur de l'augmentation des prix[12]. Le relèvement des taux dépassait une mesure de l'accélération de l'inflation anticipée (voir Figure 3). Il a été tout juste suffisant pour compenser la hausse de l'inflation (voir Figure 4)[13]. La détermination des autorités a commencé à vaciller devant les signes de fléchissement de la production et de l'investissement au milieu de 1973 et l'amorce d'une baisse des heures de travail à la fin de la même année. La Réserve fédérale avait fait savoir à maintes reprises qu'elle n'était pas prête à tolérer une récession marquée

12. Dans une certaine mesure, l'accélération de l'inflation était due au choc pétrolier survenu à la fin de 1973. Cependant, à peu près les trois quarts des augmentations de prix cette année-là se sont produites avant la guerre du Yom Kippur et l'embargo pétrolier d'octobre. La montée rapide de l'inflation en 1973 pourrait tenir en partie à la réaction des salaires et des prix. Nous avons essayé d'estimer dans quelle mesure la hausse des prix était liée à la croissance monétaire antérieure, mais les écarts-types étaient trop importants pour nous permettre de tirer une conclusion valable.

13. Nous avons calculé l'inflation anticipée, à la Figure 4, à partir d'une prévision de la hausse mensuelle de l'IPC à l'horizon d'un mois en nous servant de retards de cinq mois de l'inflation mensuelle, de quatre mois du taux des fonds fédéraux, de quatre mois du taux de croissance mensuel de M2 et de quatre mois de la prime incorporée au rendement des obligations du Trésor à dix ans par rapport au taux des fonds fédéraux. La hausse des taux réels illustrée aux Figures 4 et 5 aurait été un peu plus marquée si nous avions fait appel à l'indice implicite des prix du PIB pour mesurer l'inflation.

Figure 4
Taux réel *ex ante*



Nota : Les zones ombrées représentent les phases de récession selon le NBER.
Source : Données de Citibase

pour mater l'inflation. Ses inquiétudes au sujet des conséquences probables de la lutte contre l'inflation, à savoir une récession économique, semblaient plausibles puisque la récession de 1970 les avait confirmées. En outre, durant les années 1960 et 1970, on considérait que le rôle de l'État était d'améliorer le sort des citoyens, de sorte qu'il aurait paru injuste et condamnable de faire payer à certains d'entre eux le prix de l'élimination d'un problème social[14]. Dans un discours prononcé à l'occasion d'une assemblée conjointe de l'American Economic Association et de l'American

---

14. À la lumière de la crise des années 1930 et des fondements intellectuels fournis par la théorie générale de Keynes, on considérait généralement qu'il incombait à l'État de préserver la vigueur de l'économie. Cet objectif a été inscrit dans la loi sur l'emploi (Employment Act) de 1946, qui établissait le bureau des conseillers économiques (Council of Economic Advisers ou CEA) :

> Est constitué par les présentes un bureau des conseillers économiques rattaché au cabinet du président et [...] chargé de formuler et de recommander une politique économique nationale visant à promouvoir l'emploi, la production et le pouvoir d'achat en régime de libre concurrence. [Traduction]

De Long (1995) analyse les opinions qui régnaient après la Deuxième Guerre mondiale dans les milieux intellectuels au sujet du rôle de l'État dans l'économie, en vive opposition avec les opinions dominantes avant 1939. Ainsi que nous l'avons indiqué, l'idée que l'État a pour devoir de stabiliser l'économie a semblé être confortée par le succès apparent de la politique de stabilisation menée au cours des années 1960.

Finance Association, le 29 décembre 1972, Burns exprimait ainsi le sentiment général de l'époque :

> Permettez-moi de signaler cependant qu'il est impossible de revenir en arrière afin de rétablir des conditions maintenant révolues. Nous ne pouvons plus, face à l'inflation, laisser la récession suivre son cours — pas plus que nous ne pouvons tolérer une hausse du niveau moyen de chômage [...] Certains croient que le moment est venu [...] de mettre en œuvre une politique de restrictions monétaires et budgétaires pour rétablir la stabilité des prix. Pour séduisante qu'elle soit sur le plan intellectuel, cette solution est malheureusement impossible à mettre en pratique [...] Si les politiques monétaire et budgétaire devaient devenir suffisamment restrictives pour remédier à la situation en étouffant la croissance de la demande globale, le coût serait énorme : le chômage augmenterait, la production tomberait et la confiance s'effriterait. (Burns, 1978) [Traduction]

C'est pourquoi, vers la fin de 1974, les autorités ont fait volte-face et adopté une politique monétaire laxiste, qui a engendré une forte baisse des taux d'intérêt, afin de relancer l'économie. On remarquera aux Figures 4 et 5 que les taux d'intérêt réels étaient alors négatifs ou voisins de zéro. Bien entendu, quand la récession s'est manifestée dans toute son ampleur en 1975, l'inflation s'est nettement ralentie. Cependant, la volte-face des autorités monétaires signifiait que l'inflation reprendrait de plus belle dès que l'économie entrerait dans sa phase d'expansion[15]. Ce n'est que plus tard, en 1978 et 1979, que la Réserve fédérale devait durcir sa position et adopter une politique d'austérité monétaire jusqu'à ce que l'inflation soit résorbée (il suffit de constater la forte hausse du taux des fonds fédéraux au début des années 1980 et la durée pendant laquelle ils sont demeurés élevés — à l'exception d'un bref recul au milieu de 1980 — jusqu'à ce que l'inflation eut commencé à diminuer).

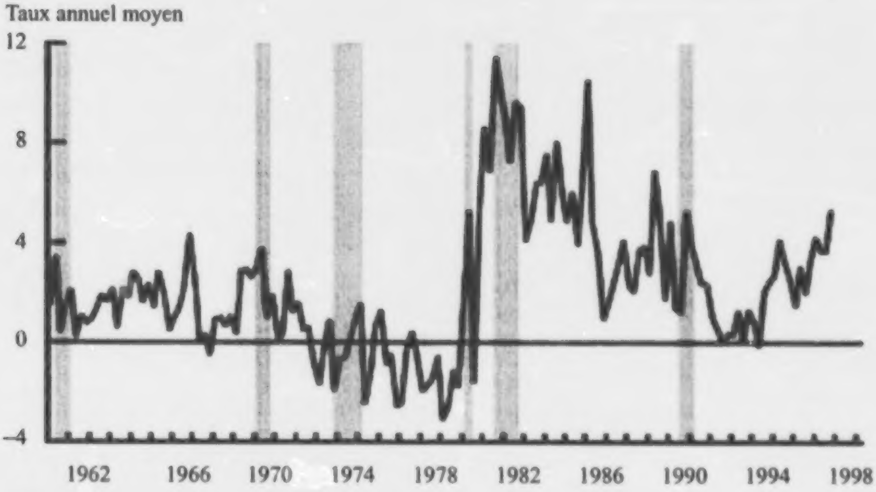
À notre avis, ces observations sont compatibles avec l'existence d'une trappe des anticipations aux États-Unis dès la fin des années 1960 et le début des années 1970. Par leurs déclarations et leurs décisions, les autorités ont transmis clairement deux messages à la population :

- Il est techniquement possible aux autorités d'enrayer l'inflation.
- Le coût des mesures à prendre pour ce faire leur semblait inacceptable.

---

15. Il s'agissait justement des « coups d'accordéon » que Burns craignait, comme nous le signalions à la note 9. Barsky et Kilian (2000) font également intervenir ce concept pour analyser l'inflation observée au cours de cette période.

Figure 5
Taux réel *ex post*



Nota : Les zones ombrées représentent les phases de récession selon le NBER.
Source : Données de Citibase

Dans ces conditions, il était peut-être logique que la population anticipe une accélération de l'inflation. Quand on a commencé à éliminer le programme de contrôle des salaires et des prix en 1973, le public a naturellement pensé que, désormais, plus rien ne s'opposerait à l'inflation. Les anticipations de hausse des prix étaient alors plus fortes que jamais, comme en témoigne le fait qu'il a fallu attendre beaucoup plus longtemps pour que l'inflation effective diminue lors de la récession de 1974 que lors de celle de 1970 (voir Figure 3). Ironiquement, alors que les autorités exprimaient leur frustration devant l'apparente persistance des anticipations du public en matière d'inflation, les institutions monétaires étaient peut-être elles-mêmes à l'origine de cette persistance. C'est ce qu'implique l'hypothèse de la trappe des anticipations.

2.2 L'hypothèse de la courbe de Phillips

Nous ferons maintenant appel à l'hypothèse de la courbe de Phillips pour tenter d'expliquer l'accélération de l'inflation au début des années 1970. Comme l'hypothèse de la trappe des anticipations, celle de la courbe de Phillips est de nature fondamentalement monétariste en ce sens qu'elle relie l'accélération de l'inflation à une accélération de la croissance monétaire. Elle diffère par contre de cette autre hypothèse par les motifs qu'elle impute à la Réserve fédérale. Les autorités se fiaient aux estimations du CEA selon lesquelles la production était inférieure à son potentiel en 1971. Selon

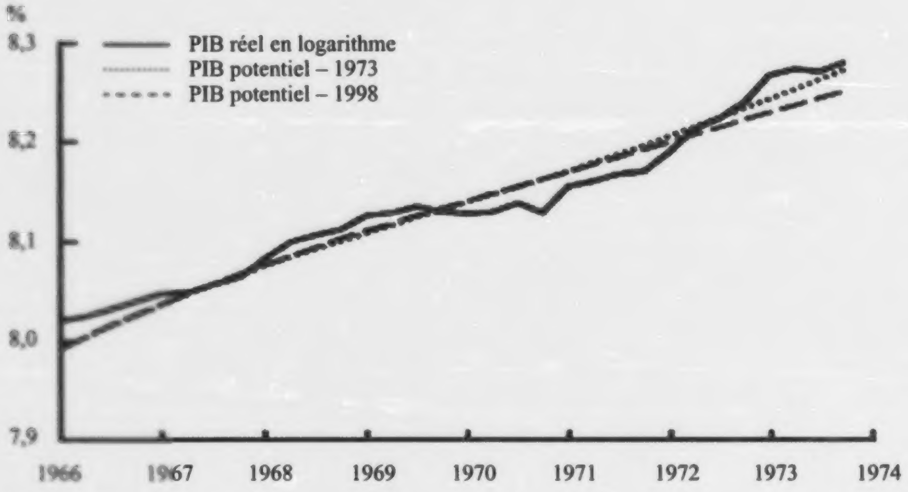
l'hypothèse de la courbe de Phillips, la Réserve fédérale a réagi en adoptant une politique monétaire extrêmement expansionniste, pour les mêmes motifs que ceux qui semblaient avoir été les siens au début des années 1960, afin de stimuler la production et l'emploi.

Si l'on examine les Figures 6 et 7, on constate que l'économie se situait en deçà d'au moins une mesure de son potentiel de production en 1971. La Figure 6 présente en données trimestrielles le logarithme du PIB réel des États-Unis pour la période comprise entre le premier trimestre de 1966 et le quatrième trimestre de 1973. La même figure présente en outre deux estimations du PIB potentiel établies à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott (1997)[16]. L'une d'elles est calculée à l'aide de données allant du premier trimestre de 1948 au premier trimestre de 1998. En nous servant des statistiques disponibles à l'heure actuelle, nous risquons cependant de surestimer la valeur du PIB potentiel dont disposaient les autorités au début des années 1970. Elles ignoraient tout du ralentissement du PIB tendanciel (c'est-à-dire potentiel) qui s'est amorcé à peu près à cette époque (Orphanides, 1999). C'est pourquoi nous présentons une seconde estimation de la production potentielle, établie uniquement au moyen des données de la période partant du même trimestre de 1948 mais se terminant au quatrième trimestre de 1973. On relève à la Figure 6 que, sur le plan qualitatif, la différence entre les deux estimations du PIB potentiel est conforme aux attentes. Sur le plan quantitatif, par contre, la différence en niveau est très faible. Les estimations implicites de l'écart de production sont illustrées à la Figure 7[17]. Les deux séries d'estimations coïncident jusqu'en 1970, avant de

---

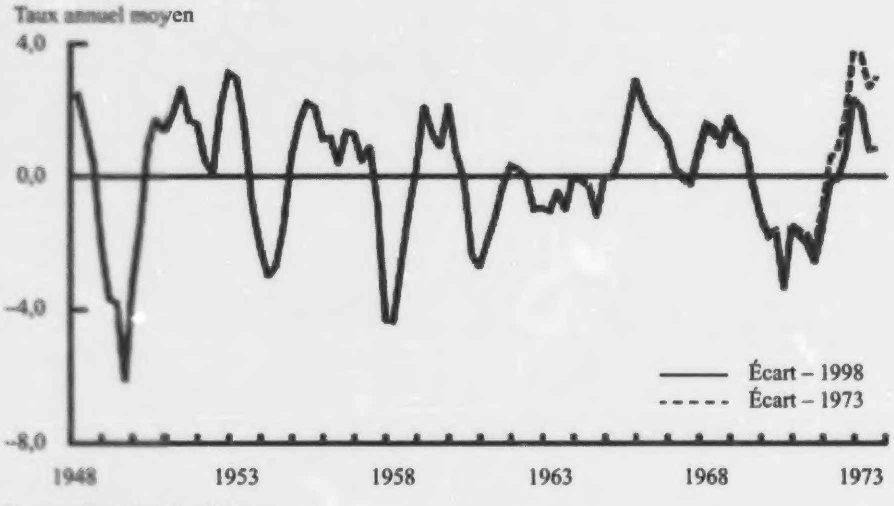
16. L'extraction de la tendance au moyen du filtre HP est une façon relativement courante d'estimer le PIB potentiel. Par exemple, l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (1999, p. 227) présente un écart de production estimé au moyen de cette méthode. Taylor (1999a) fait lui aussi appel à ce filtre pour calculer l'écart de production. Enfin, d'après Orphanides et van Norden (1999, p. 1), « la différence entre [la production effective et la production potentielle] est habituellement appelée *écart de production* ou *écart cyclique* [c'est nous qui soulignons] ». Christiano et Fitzgerald (1999) présentent une analyse des propriétés statistiques de cette méthode.
L'écart de production peut être mesuré d'autres façons si l'on adopte une conception différente de la tendance. La tendance correspond alors au niveau « non accélérationniste » de la variable, c'est-à-dire le niveau qui, s'il était observé, produirait une prévision de variation nulle du taux d'inflation à court terme. Les écarts de production définis de cette manière font intervenir plusieurs variables. Afin de voir comment le filtre HP peut être adapté afin de mieux correspondre à cette conception différente de l'écart de production, consulter Laxton et Tetlow (1992) et St-Amant et van Norden (1997). Nous faisons l'hypothèse que, pour les besoins de notre analyse, il n'est pas très important que l'écart de production soit mesuré au moyen d'une version modifiée ou non modifiée du filtre HP.
17. L'écart de production est exprimé par la formule 100 x ($\log PIB - \log PIB^{tend}$), où $\log PIB^{tend}$ est la tendance du PIB en logarithme que le filtre HP permet de dégager.

Figure 6
PIB réel et deux mesures du PIB potentiel



Source : Données de Citibase

Figure 7
Deux mesures de l'écart de production (PIB)



Source : Données de Citibase

s'écarter légèrement. Chacune indique que l'écart de production était d'environ 2 % en moyenne en 1971[18].

Cet écart de 2 % était substantiel par rapport aux moyennes passées (Figure 7). Il reste que l'idée voulant que les autorités aient œuvré en faveur d'une accélération de l'inflation dans le but de combattre la faiblesse de l'économie est carrément contredite par les propos du principal responsable de la politique monétaire, Arthur Burns. Celui-ci ne faisait pas mystère de sa répugnance à exploiter la courbe de Phillips en vue d'obtenir des gains à court terme. Il était certainement prêt à admettre que la politique monétaire puisse donner lieu à un accroissement de la production en laissant monter l'inflation. Après tout, ses craintes au sujet des conséquences d'une politique anti-inflationniste passant par un freinage de la croissance monétaire reposaient fondamentalement sur sa conviction que la courbe de Phillips s'appliquait à court terme. Son point de vue, qui était celui de Milton Friedman (1968), était que toute tentative d'exploiter la courbe de Phillips afin d'obtenir une amélioration à court terme ne ferait qu'aggraver les problèmes en longue période[19]. Ainsi qu'il l'a fait valoir dans sa comparution devant le Comité des affaires bancaires et monétaires présidé par Wright Patman le 30 juillet 1974 :

> Nous avons également pris conscience que les politiques publiques qui engendrent un excédent de la demande globale et, de ce fait, une hausse des salaires et des prix ne permettent pas d'obtenir une réduction durable du chômage. Bien au contraire, ces politiques — si elles sont appliquées pendant une période prolongée — finissent par entraîner une inflation galopante, une perte de confiance en l'avenir et la stagnation économique. (Burns, 1978, p. 170) [Traduction]

Il est difficile de mettre en doute la sincérité de Burns. À ses yeux, une importante leçon à tirer de l'inflation des années 1970 était que les hausses de prix entraînées par des facteurs temporaires risquaient de déboucher sur un problème d'inflation insurmontable par la suite. Il aurait fallu une extraordinaire duplicité pour, d'une part, déplorer les dégâts économiques considérables qu'avaient causés les autorités en s'abstenant de contrer les facteurs temporaires de hausse des prix et, d'autre part, y contribuer lui-même[20].

---

18. L'écart moyen était de – 1,75 % en 1971 quand l'estimation est faite sur la totalité de l'échantillon et de – 1,99 % si l'on arrête l'échantillon au quatrième trimestre de 1973.

19. On trouvera dans Wells (1994, p. 72), un exposé plus complet des vues de Burns au sujet de la courbe de Phillips.

20. D'aucuns ont prétendu que, si Burns n'était pas lui-même roublard, le président Nixon l'était, lui, et que Burns était aux ordres de Nixon. À notre avis, cette opinion ne cadre pas avec les faits. Voir l'Annexe.

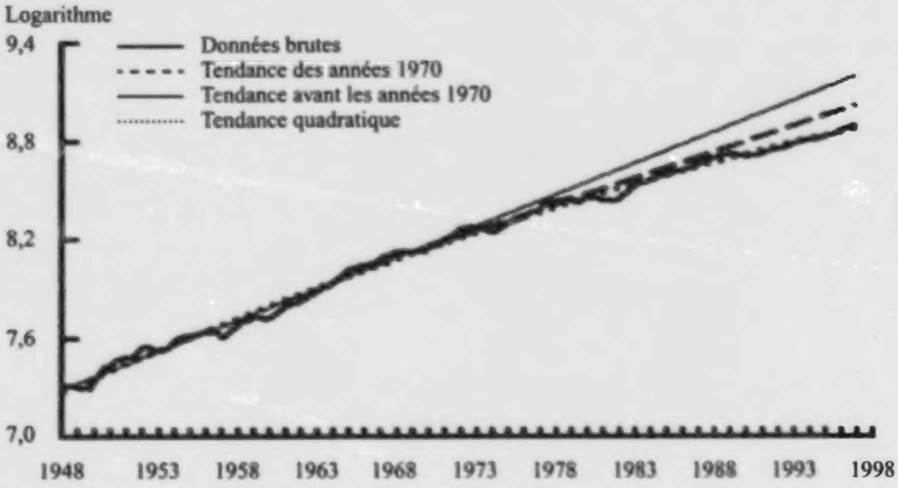
2.3 La trappe en action

Afin d'évaluer nos modèles, nous avons besoin d'une représentation simple de ce qui s'est passé quand l'économie est tombée dans la trappe des anticipations au début des années 1970. Considérons à cette fin les Figures 8 à 10, qui illustrent en logarithme le PIB réel, le nombre total d'heures travaillées dans les entreprises non agricoles et les investissements fixes des entreprises, respectivement. Y sont également présentées les tendances linéaires, calculées à l'aide de données allant du début de la période d'estimation jusqu'au premier trimestre de 1970 et simplement prolongées au delà de ce trimestre. Ces courbes font bien ressortir le changement qu'a subi l'évolution tendancielle de ces variables au début des années 1970. En outre, nous avons calculé dans chaque cas une tendance quadratique à partir des données de tout l'échantillon.

Examinons d'abord l'évolution du PIB illustrée à la Figure 8, où est aussi représentée une tendance linéaire calculée au moyen de chiffres des années 1970 et prolongée jusqu'à la fin de l'échantillon. Lorsqu'on compare les données brutes aux deux tendances linéaires, on voit tout de suite que le ralentissement de la croissance amorcé au début des années 1970 s'est accentué pendant la décennie 1980 et le début des années 1990. Le fait que le ralentissement a persisté — et s'est même aggravé — durant cette période nous amène à conclure que l'inflation et les autres chocs passagers du début des années 1970 ne peuvent expliquer ce phénomène. Considérons maintenant, à la Figure 9, le nombre des heures de travail effectuées. Remarquons comment il amorce une hausse au début des années 1970 et comment sa progression paraît s'accélérer continuellement au cours des décennies suivantes. Là encore, la poursuite de cette accélération après la chute de l'inflation nous incite à conclure que l'inflation et les autres facteurs temporaires à l'œuvre au début des années 1970 n'ont pas contribué à cette évolution. Il convient enfin de remarquer que la tendance des investissements s'est très peu modifiée durant les années 1970 (voir Figure 10). Après une pause lors de la récession de 1974-1975, la croissance des investissements est revenue au sentier observé antérieurement. Les investissements accusent certes une faiblesse à la fin des années 1980 et pendant la récession de 1990, mais ils reprennent ensuite leur croissance, pour revenir en 1997 au rythme tendanciel enregistré avant les années 1970.

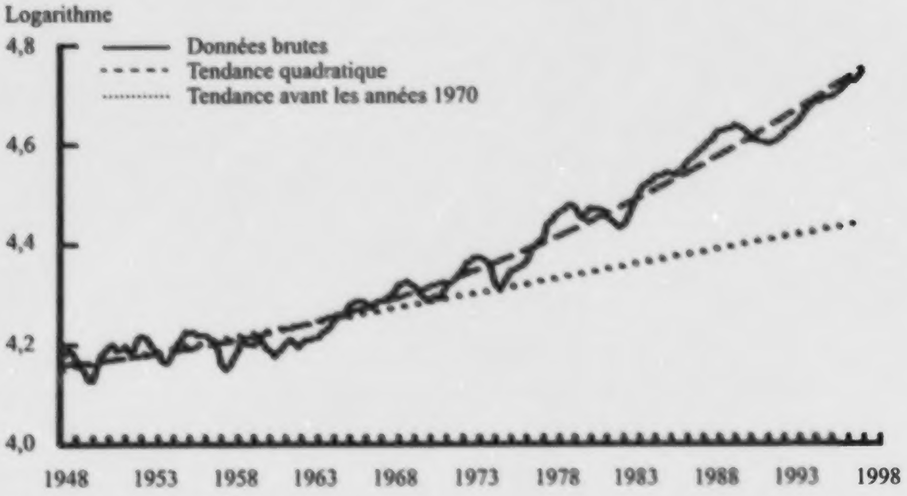
Ces modifications de la tendance des heures de travail effectuées et de la production compliquent notre évaluation des différentes explications possibles de l'inflation observée pendant les années 1970. L'idéal serait de parvenir à éliminer l'effet des facteurs à l'origine du changement persistant des courbes tendancielles, pour nous consacrer à l'étude des variations inexpliquées. Nous n'avons trouvé aucune façon d'y arriver directement. La

Figure 8
Produit intérieur brut et tendances



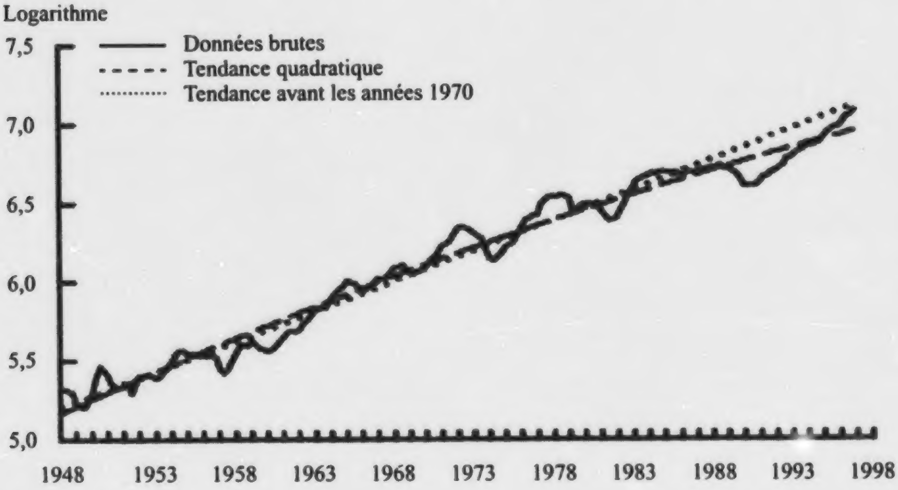
Source : Données de Citibase

Figure 9
Heures de travail (ensemble des travailleurs en entreprise) et tendances



Source : Données de Citibase

Figure 10
Investissements fixes des entreprises et tendances



Source : Données de Citibase

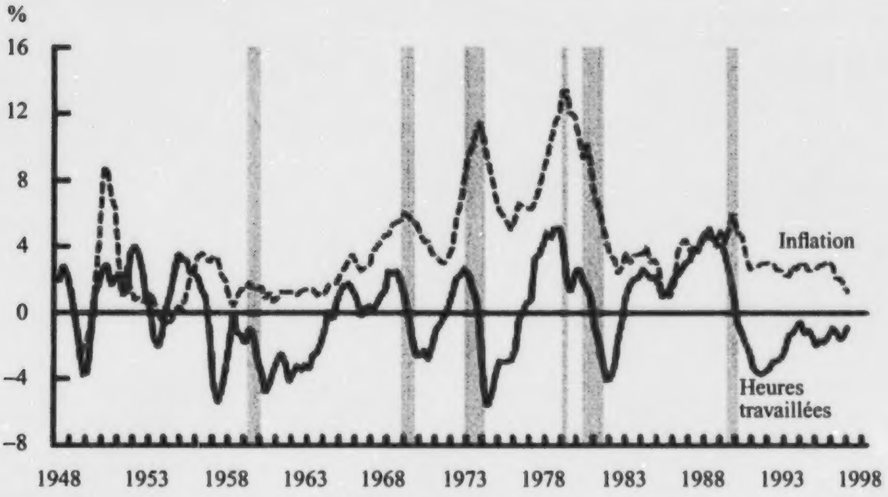
méthode que nous avons finalement adoptée consiste à retrancher la tendance quadratique présente dans chaque variable et à supposer que le résultat reflète les effets de l'inflation et des variations défavorables de l'offre au début des années 1970. Les Figures 11 à 13 font état des courbes que nous obtenons ainsi. Pendant la récession de 1974-1975, le nombre des heures travaillées est tombé à environ 6 % au-dessous du niveau tendanciel, l'investissement a baissé de 11 % et la production de 3 %. Parallèlement, l'inflation est passée de 4 % en 1972 à 10 % à la fin de la récession. Le taux des fonds fédéraux a également augmenté, pour passer d'à peu près 4 % en 1972 à un sommet voisin de 12 % vers la fin de la récession. Il s'agit d'un cas classique de stagflation, l'inflation s'accélérant tandis que l'économie ralentit.

3 Les modèles

Nous présentons maintenant les résultats d'une évaluation quantitative de l'hypothèse de la trappe des anticipations. Il nous faut pour cela représenter sous une forme mathématique la manière dont la banque centrale conduit la politique monétaire et la façon dont le secteur privé fonctionne. Nous décrirons deux modèles de l'économie privée : le modèle à participation limitée de Christiano et Gust (1999) et le modèle IS-LM à prix rigides de Clarida et coll.[21].

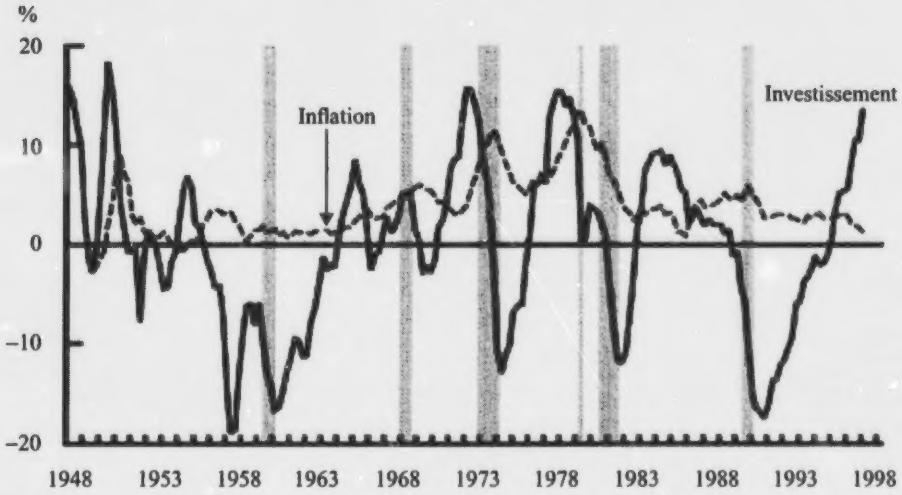
21. Le modèle à participation limitée dont nous nous servons est une variante du modèle présenté par Christiano, Eichenbaum et Evans (1998).

Figure 11
Heures travaillées après élimination de la tendance et inflation



Nota : Les zones ombrées représentent les phases de récession selon le NBER.
Source : Données de Citibase

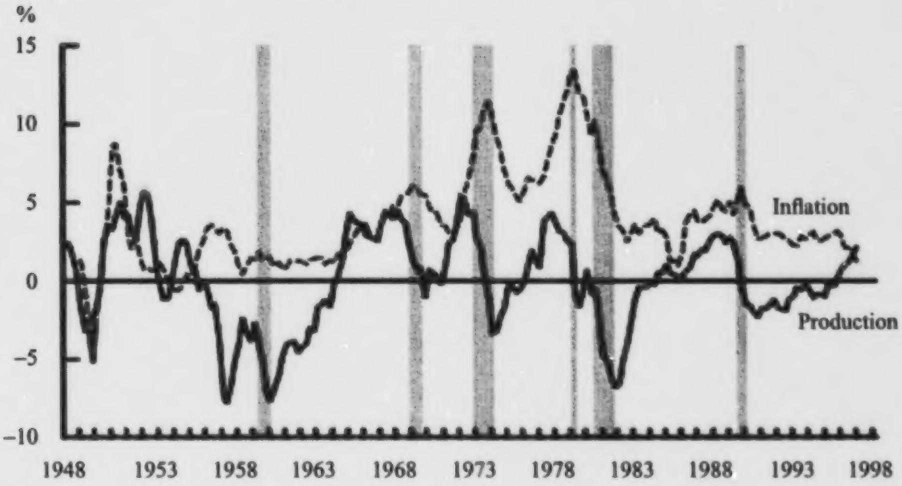
Figure 12
Investissement après élimination de la tendance et inflation



Nota : Les zones ombrées représentent les phases de récession selon le NBER.
Source : Données de Citibase

Figure 13

Production après élimination de la tendance et inflation



Nota : Les zones ombrées représentent les phases de récession selon le NBER.
Source : Données de Citibase

3.1 Les règles de conduite de la politique monétaire

On s'entend largement sur le fait que, dans ses grandes lignes, la représentation proposée par Taylor (1993 et 1999b) est la bonne pour modéliser la conduite de la politique monétaire de la Réserve fédérale. Taylor postule que la Réserve fédérale se fixe une cible de taux d'intérêt, qui varie selon l'état de l'économie. Clarida et ses collaborateurs ont estimé une version de cette règle à l'aide de données relatives aux années 1970. Selon leurs estimations, la politique monétaire de la Réserve fédérale amène le taux effectif des fonds fédéraux, R_t, à évoluer de la manière suivante :

$$R_t = \rho R_t + (1-\rho) R_t^* . \tag{1}$$

R_t est une moyenne pondérée de la valeur de la cible durant la période en cours, R_t^*, et de sa valeur au cours de la période précédente. En posant $\rho = 0$, la Réserve fédérale atteindrait sa cible, $R_t = R_t^*$, au cours de chaque période. Elle pourrait préférer $0 < \rho < 1$ si R_t^* affiche une volatilité supérieure à celle qu'elle désire observer dans la réalité. Le taux d'intérêt cible est déterminé ainsi :

$$R_t^* = \text{constante} + \alpha E_t \log(\pi_{t+1}) + \gamma y_t , \tag{2}$$

où π_{t+1} est égal à P_{t+1}/P_t, P_t est le niveau des prix, E_t l'espérance conditionnelle à la date t et y_t l'écart en pourcentage entre la production effective et la production tendancielle. Les valeurs estimées de ρ, α et γ sont de 0,75, 0,8 et 0,44 respectivement. Ce sont les valeurs que nous utilisons dans notre analyse[22].

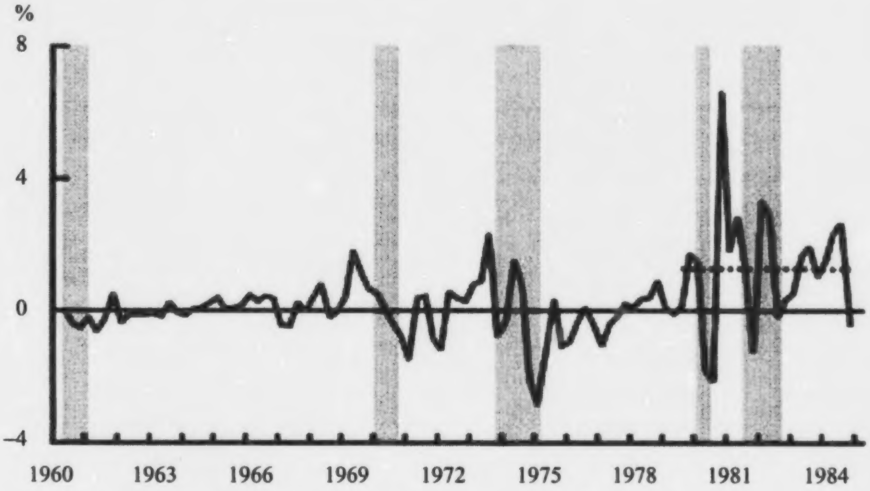
Dans cette représentation, une banque centrale qui suit la ligne dure et est déterminée à maintenir l'inflation à un bas niveau adopterait une règle impliquant une valeur élevée de α. Ce paramètre aurait une faible valeur si la banque centrale était moins disposée à s'engager en ce sens. L'estimation de Clarida et de ses coauteurs pour les années 1970 est relativement faible. La valeur qu'ils obtiennent est supérieure quand ils utilisent des années postérieures à 1979, période durant laquelle la politique monétaire s'est caractérisée, considère-t-on, par une volonté plus affirmée de juguler l'inflation. Afin d'observer le durcissement de la politique monétaire en 1979, examinons les Figures 4, 5 et 14. Les Figures 4 et 5 montrent que le taux réel était sensiblement supérieur au cours de cette période. Quant à la Figure 14, elle illustre la différence entre le niveau effectif du taux des fonds fédéraux et le niveau prédit par l'équation (1). Jusqu'en 1979, cette différence était en moyenne voisine de zéro. Après 1979, la moyenne s'oriente nettement à la hausse (voir la ligne horizontale). Au cours de cette période, le taux effectif des fonds fédéraux était donc plus élevé que ne l'aurait permis une banque centrale appliquant la règle en vigueur avant 1979.

Dans quelle mesure cette règle de conduite de la politique monétaire s'accorde-t-elle avec nos observations concernant la politique monétaire des années 1970? Pas très bien, dans un sens. Nous avons vu qu'à l'occasion la Réserve fédérale avait fait preuve de beaucoup de détermination tandis qu'elle s'était montrée laxiste à d'autres moments. Nous considérons cette

---

22. Clarida et coll. (1998) se servent des données révisées définitives pour estimer la règle de conduite de la politique monétaire pour les années 1970. Orphanides (1997) est d'avis qu'en procédant ainsi pour établir y_t, on obtient un portrait qui peut être bien différent de celui que les autorités avaient durant les années 1970. Comme nous l'avons indiqué, Orphanides fait valoir que le ralentissement de la productivité qui s'est amorcé, pense-t-on, au début des années 1970 n'a été décelé par les décideurs publics que vers la fin de la décennie. Par conséquent, d'après lui, les autorités croyaient durant cette période que l'écart de production était plus marqué que ne l'indiquent les estimations actuelles. Dans une communication privée, Orphanides nous a informés que, lorsqu'on refait l'estimation de Clarida et coll. à l'aide de données en temps réel sur y_t et les autres variables, les estimations ponctuelles de ρ, α et β changent pour les années 1970. Les valeurs estimées se situent alors dans une région où il n'est plus possible, d'après nos modèles, à des anticipations qui s'autoréalisent de déclencher une flambée d'inflation. Cependant, les écarts-types des estimations ponctuelles sont importants, et l'application d'un intervalle de confiance standard ne permet pas d'exclure les estimations ponctuelles de Clarida et coll. que nous utilisons.

Figure 14
Taux effectif des taux fédéraux moins la valeur prédite par la règle des années 1970



Nota : Les zones ombrées représentent les phases de récession selon le NBER.
Source : Données de Citibase

règle comme un reflet du comportement de la Réserve fédérale en moyenne. En moyenne, cette dernière a pratiqué une politique laxiste.

3.2 Deux modèles de l'économie privée

Nous allons décrire ici brièvement les modèles auxquels nous faisons appel. Les équations mathématiques qui caractérisent les deux modèles sont exposées dans Christiano et Gust (1999).

Considérons d'abord le modèle à participation limitée. Rappelons-nous que ce modèle met l'accent sur les besoins du secteur des entreprises en fonds de roulement. Pour réaliser leur production au cours d'une période, les entreprises doivent emprunter des fonds auprès d'un intermédiaire financier. En augmentant ou en diminuant les liquidités qu'elle injecte dans l'économie, la banque centrale peut créer une situation d'abondance ou de rareté sur le marché de l'argent. Les fluctuations de taux d'intérêt qui en résultent ont ainsi un effet direct sur la production. La rareté des fonds à la disposition d'un intermédiaire financier fait monter le taux d'intérêt et amène les entreprises à réduire leurs emprunts. Disposant de moins de fonds pour engager des facteurs de production, les entreprises diminuent la production. Inversement, une abondance de fonds se traduit par une baisse du taux d'intérêt et une expansion de la production.

Le mécanisme par lequel une hausse de l'inflation anticipée peut déboucher sur une augmentation de l'inflation effective dans ce modèle a déjà été esquissé dans les pages précédentes; nous le résumerons cependant ici, pour la commodité des lecteurs. Quand l'inflation attendue augmente (c'est-à-dire que E_t log (π_{t+1}) s'accroît) et que $\alpha < 1$, le taux d'intérêt réel, $R_t - E_t$ log (π_{t+1}), recule. Les ménages réduisent alors leurs dépôts auprès de l'intermédiaire financier, d'où une rareté des fonds disponibles pour les prêts aux entreprises. Le taux d'intérêt subit des pressions à la hausse. Si elles ne veulent pas qu'il monte trop, les autorités monétaires doivent injecter des liquidités dans le système bancaire. Il en résulte un accroissement des prix, ce qui valide le renforcement initial des anticipations d'inflation. Étant donné que les autorités monétaires tolèrent une certaine augmentation du taux d'intérêt nominal (c'est-à-dire que $\alpha > 0$), cela a pour effet de freiner la production, l'emploi, la consommation et l'investissement. Par conséquent, le modèle à participation limitée prédit qu'une flambée d'inflation par autoréalisation des attentes s'accompagne de stagflation.

Selon la logique pure du modèle, une poussée d'inflation peut se produire sans raison particulière ou à la suite d'un choc quelconque. Dans notre modélisation, nous considérons que la hausse du taux d'inflation attendu est le résultat d'une variation défavorable passagère de l'offre. Nous pensons ici aux chocs d'offre ayant touché les produits de base, notamment le choc pétrolier dans la première moitié des années 1970.

Considérons le modèle de Clarida et de ses coauteurs. Dans ce modèle-là, une baisse du taux d'intérêt réel stimule les composantes de la demande qui sont sensibles à l'évolution du loyer de l'argent. La progression de la demande fait grimper la production et l'emploi par le jeu d'un mécanisme de rigidité des prix de type usuel. On considère en particulier que les entreprises établissent leurs prix à l'avance et satisfont ensuite à la demande qui se matérialise au prix établi. Quand la production augmente, l'utilisation des ressources disponibles dans l'économie, notamment le travail, s'accroît. Il en résulte une hausse des coûts, qui se répercute de façon graduelle (à cause du mécanisme de rigidité des prix) sur les prix de vente des entreprises. Ainsi, une hausse de l'inflation anticipée donne lieu à une augmentation de l'inflation effective tant que $\alpha < 1$.

L'une des caractéristiques du modèle de Clarida et coll. est que ni l'investissement ni la monnaie n'y sont représentés. L'absence de l'investissement est due à l'hypothèse que seul le travail sert à réaliser la production. La monnaie pourrait sans doute être incorporée au modèle par l'ajout d'une équation de demande de monnaie et le calcul, ensuite, du stock de monnaie au moyen de la production et du taux d'intérêt. Nous n'avons pas choisi cette voie, pas plus que Clarida et ses collaborateurs.

À l'évidence, le modèle de Clarida et coll. implique qu'une flambée d'inflation par autoréalisation des attentes s'accompagne d'une progression de l'emploi et de la production. S'il n'y avait aucun autre choc dans le modèle, celui-ci présenterait manifestement un problème, puisqu'il ne serait pas compatible avec le phénomène de stagflation observé au cours des années 1970. Nous traitons cependant le modèle de Clarida et coll. de la même façon que le modèle à participation limitée. Plus particulièrement, nous supposons que le renforcement des anticipations d'inflation est dû à une variation défavorable de l'offre. En principe, donc, ce modèle pourrait cadrer avec la faible production observée au cours des années 1970 du fait de la variation négative de l'offre.

3.3 L'interprétation de la règle de Taylor dans les deux modèles

Les diverses hypothèses formulées ici au sujet de l'inflation portent sur les *motifs* des autorités. La règle de Taylor résume leurs *décisions*, sans rien dire des motifs qui ont inspiré ces dernières. Il reste que, lorsqu'on étudie le modèle à participation limitée et celui de Clarida et coll., il est utile de s'interroger sur les motifs qui pourraient produire une règle de Taylor où $\alpha < 1$ dans ces modèles.

Dans le modèle à participation limitée, nous interprétons $\alpha < 1$ comme l'illustration du rôle des fonds de roulement, dont il a déjà été question, dans le déclenchement de la trappe des anticipations. C'est-à-dire que, dans ce modèle, un renforcement des anticipations d'inflation place la Réserve fédérale devant un dilemme parce que les objectifs de faible inflation et de production stable se trouvent en opposition directe. Si $\alpha < 1$, c'est peut-être que la Réserve fédérale est relativement plus préoccupée par le maintien de la production, comme dans le scénario fondé sur le canal des fonds de roulement.

Dans le modèle de Clarida et coll., par contre, une hausse de l'inflation anticipée n'entraîne pas de conflit entre les deux objectifs. En s'opposant tout simplement à une forte croissance monétaire et à une inflation rapide, la Réserve fédérale, dans ce modèle, empêche la production et l'inflation de dépasser simultanément leur niveau tendanciel. Par conséquent, une valeur de α inférieure à un dans le modèle de Clarida et coll. ne semble pas refléter le genre de dilemme qui se pose à la banque centrale dans les scénarios que nous avons décrits plus haut. Cette valeur de α reflète peut-être uniquement une erreur commise par les autorités. Autrement dit, celles-ci ne se rendaient pas compte que, lorsque $\alpha < 1$, une flambée d'inflation par autoréalisation des attentes est possible. Elles ne savaient tout simplement pas qu'elles auraient pu venir à bout de l'inflation élevée en relevant fortement le taux d'intérêt. Cela nous paraît très

improbable, à la lumière des décisions prises au cours de cette période par les autorités[23].

4 Évaluation des modèles

Aucun de nos modèles ne retracent les événements observés de manière aussi détaillée que nous l'avons fait nous-mêmes, et ce n'est d'ailleurs pas ce que nous attendons d'eux. La question est uniquement de savoir si nous disposons d'un modèle qui saisit dans ses grandes lignes l'accélération de l'inflation qui s'est produite pendant les années 1970.

Nous procédons à une simulation de l'évolution des années 1970 à l'aide des deux modèles décrits à la section précédente. Le choc exogène fondamental simulé au cours de cette période est un déplacement de 1 % vers le bas de la fonction de production[24] (c'est-à-dire que, quel que soit le niveau des facteurs utilisés, la production baisse de 1 %). Nous ne précisons pas le niveau des anticipations en matière d'inflation à la suite de ce choc. Les anticipations sont des variables exogènes, tout comme l'évolution de la technologie[25]. Nous avons assujetti les anticipations à deux contraintes. Premièrement, nous avons obligé l'inflation à réagir fortement et de façon persistante au choc en question dans le modèle à participation limitée. Deuxièmement, nous avons imposé un niveau identique des prix, dans les deux modèles, au cours de la période de déplacement à la baisse de la fonction de production.

---

23. Woodford (1998) explique d'une autre façon que α ait été inférieur à un; il s'appuie sur l'hypothèse que la politique budgétaire (dont nous faisons abstraction dans notre analyse) était « non ricardienne » pendant les années 1970. En se fondant sur la théorie budgétaire du niveau des prix, il soutient que, si la politique budgétaire n'était pas ricardienne à cette époque, la Réserve fédérale était obligée de fixer α à un niveau inférieur à un pour éviter une inflation encore plus galopante que celle qui s'est produite. On trouvera une explication simplifiée de cet argument dans Christiano et Fitzgerald (2000). La théorie budgétaire du niveau des prix est une autre explication possible de la flambée d'inflation des années 1970; elle ne fait pas appel aux anticipations qui s'autoréalisent et attribue le rôle central à la politique budgétaire plutôt qu'à la politique monétaire. Bien que controversée, cette interprétation mérite qu'on s'y arrête. Cochrane (1998) et Woodford (1998) y consacrent une analyse.

24. La fonction de production est de la forme $Y_t = \exp(z_t)K_t^{\theta}L_t^{1-\theta}$, où Y_t désigne la production brute, K_t le stock de capital et L_t le travail. L'état de la technologie, z_t, évolue selon la loi $z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{z,t}$, avec $\rho_z = 0.95$. Dans le modèle à participation limitée, $\theta = 0.36$ et dans le modèle de Clarida et coll., $\theta = 0$. Dans la simulation, nous posons $\varepsilon_{zt} = -0{,}01$ pour $t = 2$ et $\varepsilon_{zt} = 0$ pour toutes les autres valeurs de t. Lorsque $\rho_z = 0{,}95$, l'état de la technologie reste inférieur de 0,7 % au niveau tendanciel au bout de 10 périodes et se situe à 0,4 % au-dessous de ce niveau après 20 périodes.

25. Signalons une différence importante. La fonction de production peut subir des chocs quelles que soient les valeurs des paramètres du modèle, mais les anticipations ne peuvent être modifiées que pour certaines valeurs des paramètres.

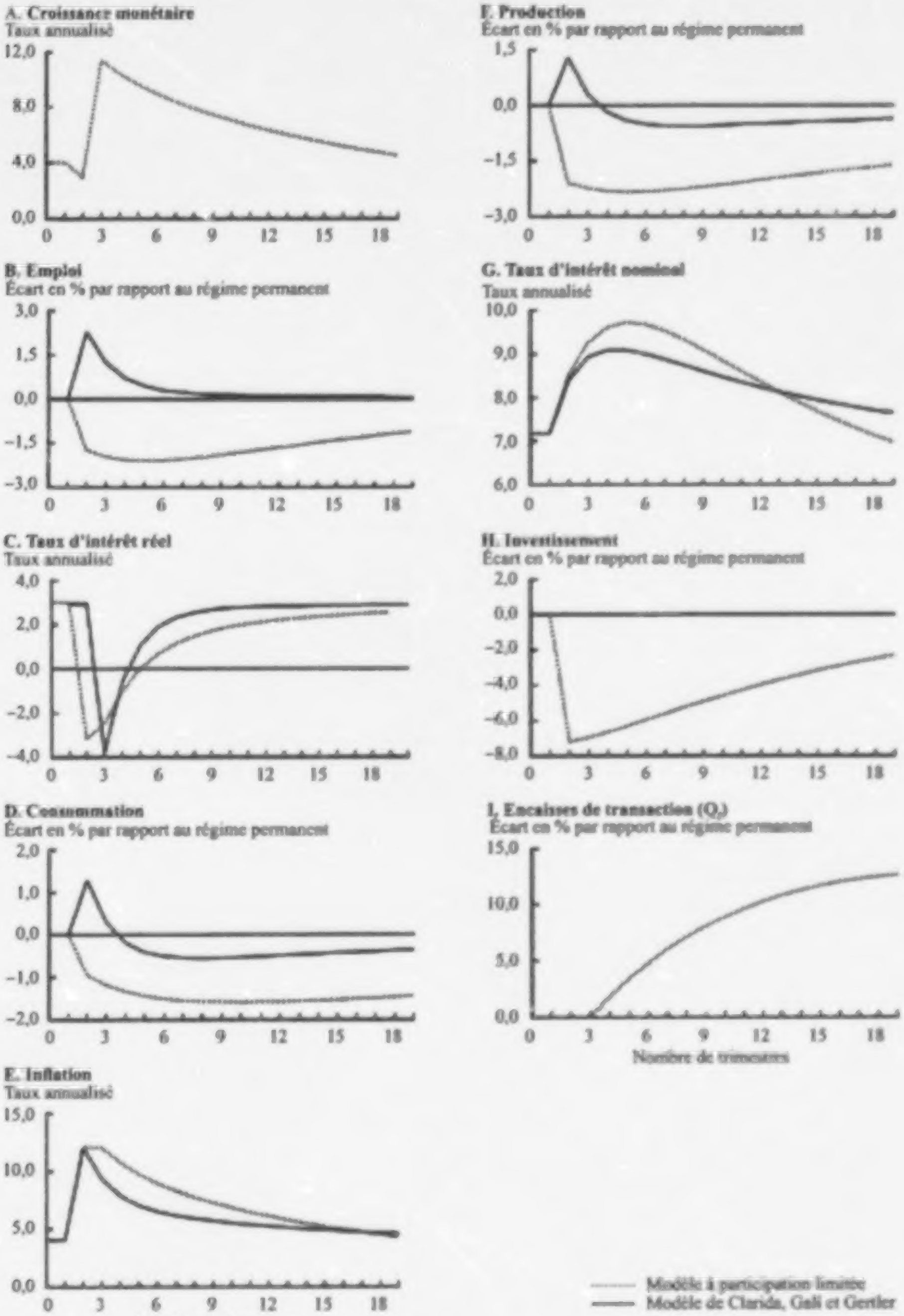
Considérons d'abord le modèle à participation limitée[26]. La Figure 15 illustre la réaction des variables à un choc technologique négatif qui survient au cours de la période 2. Chose peu surprenante à la lumière de ce qui précède, ce choc entraîne une baisse de la production et de l'emploi et une hausse de l'inflation. Les autorités monétaires réagissent immédiatement au renforcement des anticipations d'inflation en réduisant l'offre de monnaie, de manière à faire grimper le taux d'intérêt (rappelons-nous que le coefficient de l'inflation anticipée est positif dans la règle de Taylor).

Il convient de signaler le rôle de la variable Q dans le modèle. Il s'agit de la part des actifs financiers que les ménages détiennent sous forme d'encaisses de transaction. Quand les anticipations de hausse des prix se renforcent et que $\alpha < 1$, les ménages accroissent Q et réduisent en conséquence les actifs financiers confiés en dépôt aux intermédiaires financiers. Cette valeur accrue de Q à la période 3 reflète la hausse du taux d'inflation attendu par les ménages. Ces derniers comprennent que, étant donné la règle adoptée par les autorités monétaires, le taux d'intérêt nominal augmentera, mais dans une moindre mesure que le taux d'inflation anticipé (c'est-à-dire que $0 < \alpha < 1$). Ils s'attendent donc à ce que le taux réel baisse. Cela les incite à consacrer plus de fonds à l'achat de biens en augmentant Q_3, c'est-à-dire à diminuer les fonds confiés à l'intermédiaire financier. Afin de veiller à ce que le taux d'intérêt ne s'accroisse que dans une faible mesure (la valeur de α est peu élevée), les autorités monétaires doivent fournir des fonds à l'intermédiaire financier pour compenser la perte de dépôts due à la hausse de Q_3. L'augmentation du taux d'intérêt qui accompagne ce processus entraîne une diminution de la production et de l'emploi. La stagflation persiste pendant une longue période. La croissance monétaire, l'inflation et le taux d'intérêt nominal demeurent élevés pendant des années. La production, l'emploi, la consommation et l'investissement sont déprimés pour des années. L'investissement est faible, malgré un taux d'intérêt réel peu élevé, parce que l'inflation joue le rôle de taxe sur l'investissement dans ce modèle[27]. On remarquera que les effets sont très marqués. La production et l'emploi restent pendant une longue période à 2 % en deçà de leur niveau tendanciel, tandis que la croissance monétaire,

26. On trouvera plus de détails sur le paramétrage du modèle dans Christiano et Gust (1999). La version du modèle à participation limitée qui est à la base des calculs illustrés à la Figure 15 est celle dans laquelle l'investissement est un bien payé au comptant — celle que Christiano et Gust (1999) appellent le « modèle de référence ». Ces derniers emploient aussi la version du modèle dans laquelle l'investissement est un bien achetable à crédit. La simulation de l'évolution des années 1970 qui fait appel à la règle de Taylor estimée par Clarida et coll. donne des résultats semblables à ceux illustrés à la Figure 15.

27. Feldstein (1997) fait valoir qu'une inflation rapide nuit à l'investissement, mais il met l'accent sur un mécanisme qui agit par le truchement du régime fiscal.

Figure 15
Réaction à un choc technologique selon deux modèles différents



Nota : Le choc se produit au deuxième trimestre.

l'inflation et les taux d'intérêt dépassent de plus de 6 points de pourcentage leur niveau de régime permanent. La baisse de l'investissement dépasse les 6 %. L'inflation passe de 4 % à environ 10 %, le taux d'intérêt s'élevant de son côté d'un niveau d'environ 7,2 % à 10 %. Ces résultats n'ont toutefois qu'une valeur indicative, puisque la taille du choc d'offre, 1 %, n'a pas été choisie après une analyse approfondie des données, ni d'ailleurs la réaction des anticipations d'inflation. Il reste que les résultats confortent l'idée que le rôle des fonds de roulement dans la formation d'une trappe des anticipations peut se traduire par des effets importants sur le plan quantitatif.

Pourquoi un choc technologique produit-il des effets si persistants et si importants? Parce que l'orientation de la politique monétaire est mauvaise. Si les autorités étaient plus strictes, un renforcement aussi marqué des anticipations d'inflation n'aboutirait pas à une situation d'équilibre, de sorte que le taux d'intérêt nominal ne grimperait pas autant. Une hausse moins prononcée du taux d'intérêt atténuerait la réaction négative de la production et de l'emploi à l'évolution défavorable de la technologie. La Figure 16 illustre l'évolution qui est observée dans notre modèle de référence à participation limitée quand nous appliquons la règle de conduite de la politique monétaire qui, selon les estimations de Clarida et de ses coauteurs, a été suivie après les années Volcker[28]. L'état d'équilibre est alors unique (localement)[29]. On remarquera que la baisse de la production et de l'emploi est moins forte dans ce cas — de même que la hausse du taux d'intérêt.

Nous considérons qu'une faible valeur de α, dans la règle de conduite de la politique monétaire appliquée avant les années Volcker, correspond aux décisions d'une banque centrale qui n'est pas en mesure de s'engager à maintenir un bas taux d'inflation. Si nous interprétons cette incapacité de prendre un engagement en ce sens comme un signe de compassion des autorités envers les agents économiques, la situation est des plus ironiques. En effet, dans leur compassion, les autorités monétaires finissent par nuire beaucoup plus à l'économie que si elles adoptaient la ligne dure en s'engageant envers le maintien d'un bas taux d'inflation[30].

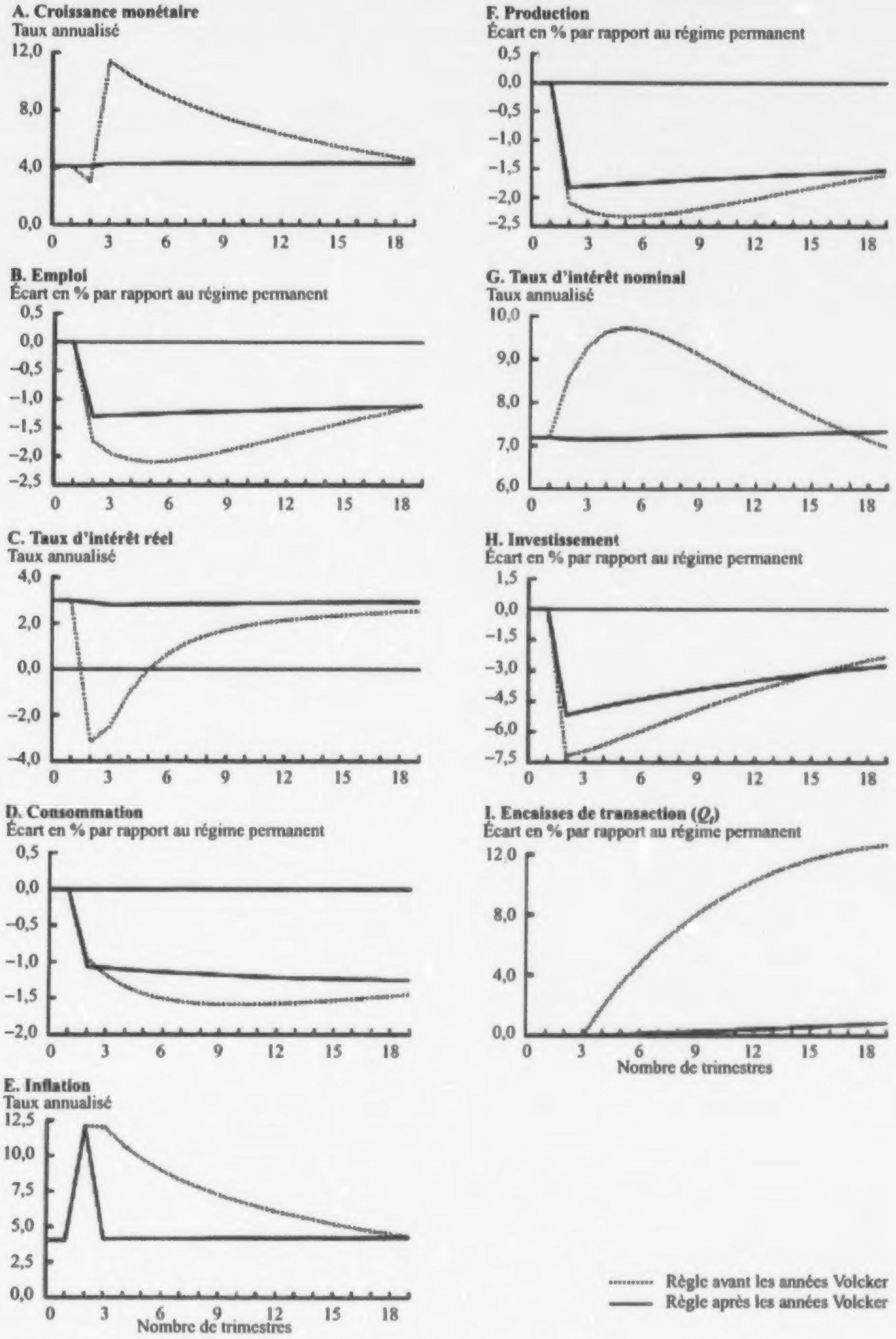
---

28. La valeur de α est alors plus élevée.

29. Le résultat selon lequel une valeur de α supérieure à l'unité fait disparaître la trappe des anticipations (au moins localement) dépend dans une certaine mesure du modèle. Dans certains modèles, la trappe subsiste, de sorte que la banque centrale devrait adopter une politique différente pour exclure la possibilité d'une trappe des anticipations.

30. Il convient de répéter que les règles de conduite de la politique monétaire n'ont pas été déduites de problèmes d'optimisation soigneusement spécifiés et que notre exposé n'est qu'une interprétation non formelle de cet aspect de la question. On trouvera dans Chari, Christiano et Eichenbaum (1998) une analyse explicite fondée sur une optimisation de la part des autorités.

Figure 16
Réaction à un choc technologique négatif selon deux règles de Taylor différentes



Nota : Le choc se produit au deuxième trimestre.

Examinons maintenant le modèle de Clarida et coll. La Figure 15 illustre la réaction dynamique des variables du modèle à un déplacement de 1 % vers le bas de la fonction de production. On voit que, d'après le modèle en question, l'emploi et la production augmentent à la suite de ce choc. Au bout de quatre trimestres, la production a baissé, mais la réaction de l'emploi demeure positive pendant plusieurs années. Cette réaction dynamique reflète deux mécanismes. D'abord, dans les modèles à prix rigides, l'effet direct d'une évolution défavorable de la technologie sur la production est très faible dans le pire des cas, puisque la production est déterminée par la demande. Par conséquent, un choc technologique défavorable induit en réalité un effet positif sur l'emploi (voir Galí, 1999, et Basu et Fernald, 1999)[31]. Ensuite, une hausse de l'inflation par autoréalisation des attentes produit en soi une augmentation de la production et de l'emploi dans le modèle de Clarida et coll., la baisse du taux d'intérêt réel stimulant les composantes de la demande globale qui sont sensibles au taux d'intérêt.

Les résultats de notre simulation traduisent en fait les effets combinés d'une hausse de l'inflation due à des anticipations qui s'autoréalisent et d'une évolution défavorable de la technologie. À la lumière des observations faites au paragraphe précédent, il ne faut pas s'étonner de la réaction positive de l'emploi. La production est elle aussi élevée pendant plusieurs trimestres, même si elle finit par accuser une variation négative lorsque l'effet du choc technologique défavorable devient supérieur à celui de l'augmentation de l'emploi. La réaction de l'emploi, en particulier, met ce modèle en totale contradiction avec la stagflation observée pendant les années 1970.

Notre conclusion est que le modèle à participation limitée fournit une interprétation raisonnable de la flambée d'inflation des années 1970 par le biais des fonds de roulement dans la formation d'une trappe des anticipations. Les effets sont importants dans ce modèle et ils présentent le

---

31. Le raisonnement est simple. Désignons la demande par D et les prix et la production par P et Y. On a donc $PY = D$. Dans un modèle à prix rigides, P ne peut varier, de sorte que, si D ne change pas, Y ne change pas non plus, même en cas de choc technologique. Bien entendu, si le choc est tel qu'il faut plus de travail pour réaliser une production donnée, une variation négative de l'état de la technologie entraîne une hausse de l'emploi. Cette réaction de l'emploi à un choc technologique négatif varie selon la spécification retenue pour la règle de conduite de la politique monétaire. Par exemple, si α est suffisamment élevé dans le modèle de Clarida et coll., l'augmentation du taux d'inflation attendu attribuable au choc technologique amène les autorités monétaires à majorer fortement le taux d'intérêt, ce qui déprime D. Si la chute de D est suffisamment prononcée, un choc technologique négatif pourrait même donner lieu à un recul de l'emploi. Or, selon les résultats de l'estimation de la règle de conduite que nous envisageons, l'emploi s'accroît après un choc de ce genre dans le modèle de Clarida et coll.

signe attendu : le modèle prédit une stagflation. L'autre modèle que nous avons examiné, celui de Clarida et ses collaborateurs, offre une explication moins convaincante de l'évolution observée pendant les années 1970. En effet, ce modèle prédit une expansion. De plus, ainsi que nous l'avons vu à la section précédente, l'explication qu'il propose des motifs pour lesquels les autorités ont laissé l'inflation s'accélérer n'est pas très convaincante.

Conclusion

Notre propos était de démontrer que l'hypothèse de la trappe des anticipations aidait à expliquer l'inflation rapide observée au début des années 1970, et plus particulièrement la flambée inflationniste amorcée en 1973. Ce faisant, nous avons cherché à réfuter une autre hypothèse, celle de la courbe de Phillips. D'après cette dernière hypothèse, la Réserve fédérale s'était résignée à courir le risque d'une flambée inflationniste parce qu'elle jugeait nécessaire de relancer une économie chancelante au début des années 1970. Comme ces deux hypothèses se ressemblent en fait beaucoup, il peut paraître oiseux de chercher à les différencier. Est-il si important, après tout, de les distinguer?

Nous croyons que oui. Si l'on adopte l'hypothèse de la courbe de Phillips, il est relativement facile d'éviter la répétition de l'inflation élevée des années 1970 : il suffit de *refuser* de recourir à une forte croissance monétaire pour stimuler l'économie. Si l'on opte pour l'hypothèse de la trappe des anticipations, par contre, le problème de l'inflation n'est pas si facile à régler.

Selon cette dernière hypothèse, l'inflation rapide est due à la réaction de la Réserve fédérale aux pressions provenant du secteur privé. Il se peut que les dirigeants considérés dans leur ensemble, lorsqu'ils subissent des pressions de ce genre, *ne veuillent pas* vraiment s'y opposer. Imaginons par exemple qu'un choc défavorable de l'offre fasse grimper les prix et le chômage et que, en réaction, les gens signent des contrats de salaires et de prix qui sont inflationnistes. Ce ne serait assurément pas de gaieté de cœur que la Réserve fédérale choisirait une politique d'accompagnement et cautionnerait ainsi les anticipations incorporées à ces contrats. Mais il se pourrait bien qu'elle se sente obligée de le faire. Sous la puissante pression combinée de la Maison blanche, du Congrès et du grand public, la Réserve fédérale pourrait tout simplement considérer qu'elle n'a pas d'autre choix.

L'hypothèse de la trappe des anticipations implique donc qu'il n'est pas si facile que cela d'éviter la réapparition d'une inflation semblable à celle des années 1970. D'après cette hypothèse, un changement fondamental des institutions est nécessaire si l'on veut éviter que les gens s'attendent

raisonnablement à une reprise de l'inflation. De quel genre de changement parle-t-on?

Nous n'avons pas essayé de répondre à cette question. Les possibilités sont multiples. L'une des réponses possibles est que les changements nécessaires se sont *déjà* produits. Selon cette vision des choses, le simple souvenir des dégâts causés par l'inflation pendant les années 1970 serait suffisant pour soutenir la volonté d'un décideur public qui serait tenté de cautionner les anticipations incorporées à des contrats inflationnistes de salaires et de prix. Il s'agit évidemment d'un scénario attrayant, mais nous sommes portés à douter de son bien-fondé. Lorsqu'on exprime de manière formelle l'hypothèse de la trappe des anticipations, on suppose que les autorités ont une mémoire illimitée, une parfaite compréhension des conséquences des diverses lignes de conduite qui s'offrent à elles et une grande clairvoyance (voir Chari, Christiano et Eichenbaum, 1998). L'ignorance ne joue donc aucun rôle dans la logique de la trappe des anticipations. Par conséquent, la thèse voulant que la trappe des anticipations ait moins de chances de jouer parce que l'expérience des années 1970 nous a ouvert les yeux n'est pas convaincante.

Une autre possibilité est qu'il faille modifier la législation en précisant, dans la loi qui régit la Réserve fédérale, que la seule préoccupation de celle-ci doit être l'inflation. Il serait alors plus difficile à un Congrès et à une Maison blanche paniqués par un chômage et une inflation élevés de presser la Réserve fédérale de jeter aux orties la lutte contre l'inflation en faveur de la relance de l'emploi. Ainsi prévenu, le public serait moins enclin à anticiper une hausse de l'inflation en réaction à des facteurs transitoires, comme cela semble avoir été le cas au début des années 1970.

L'hypothèse de la trappe des anticipations ne dit pas *quels* changements sont nécessaires pour éviter un renforcement des anticipations menant à une poussée d'inflation. Ce qu'elle dit, c'est que *si* les autorités trouvent une façon de s'engager de manière crédible à ne pas cautionner les anticipations d'une inflation élevée, il n'y aura pas au départ de bond coûteux des anticipations.

Annexe
Burns et Nixon

Certains prétendent qu'Arthur Burns, en qualité de président de la Réserve fédérale, se bornait à exécuter les ordres du président Nixon. Burns s'était joint au départ à l'administration à titre de conseiller spécial de Nixon quand celui-ci était arrivé au pouvoir en 1968. Cette relation de patron à employé se serait tout simplement poursuivie après que Nixon eut placé Burns à la tête de la Réserve fédérale. Cette thèse a été renforcée par un article fameux paru en 1974 dans *Fortune*, sous la plume de Stanford Rose, selon lequel Nixon pouvait interrompre une séance du comité de la politique monétaire de la Réserve fédérale par un appel téléphonique d'une heure et déterminer l'issue des délibérations.

Il semble que Nixon nourrissait effectivement l'*espoir* d'influencer Burns lorsqu'il le nomma à la présidence de la Réserve fédérale. Dans une fascinante biographie consacrée à Burns, Wells (1994, p. 42) rapporte que Nixon aurait déclaré à Burns : « À vous de faire le nécessaire : pas de récession. »

D'après Wells, cependant, l'idée qu'Arthur Burns fût aux ordres de Nixon est absolument fausse. Burns possédait une très grande confiance en soi et une personnalité qui en imposait. Il avait exercé un très grand ascendant à titre de président du Council of Economic Advisers d'Eisenhower, et cette institution porte encore aujourd'hui son empreinte. À cette époque, d'après Wells (p. 29), Burns se comportait avec Nixon

> à la façon d'un mentor. Il était plus âgé que Nixon et avait plus d'influence sur Eisenhower et ses lieutenants que le vice-président. Burns considérait Nixon comme son protégé et le traitait avec une « légère condescendance », selon les propos d'un ami. [...] Après l'accession de Nixon à la présidence, Burns eut du mal à se faire à sa position de subordonné. [...] Sur tous les dossiers qui se présentaient, il gratifiait Nixon d'un exposé magistral, habituellement fort long et très détaillé. Burns n'hésitait pas non plus à contredire carrément le président ou n'importe lequel de ses collaborateurs lorsqu'ils n'étaient pas de son avis.

Les mémoires de H. R. Haldeman (1994), le chef de cabinet de Nixon, confirment ce portrait d'un Burns sûr de lui qui s'attendait à ce que son avis prime. Citons, à titre d'exemple, quelques notations faites par Haldeman au sujet de Burns lorsqu'il était à la Maison blanche aux côtés de Nixon : « Esclandre de Burns parce qu'il n'a pas réussi à voir [le président] » (p. 54); « grosse scène avec Arthur Burns au sujet de l'Agence de développement international » (p. 59).

Le contrôle des salaires et des prix était une importante source de friction entre Burns et Nixon. Burns était d'avis qu'un contrôle était nécessaire, tandis que Nixon s'y opposait. D'après Haldeman (p. 310), Nixon déclara à son cabinet le 29 juin 1971 : « Nous décidons qu'il n'y aura pas de contrôle des salaires et des prix, pas de commission de contrôle. » Au dire de Wells (1994, p. 70-77), ce désaccord provoqua de disgracieuses confrontations entre Burns et la Maison blanche, Burns ayant fait connaître publiquement son opinion. À la mi-août, Nixon finit par décider d'imposer le contrôle des salaires et des prix. Ainsi que le déclare Wells (p. 100), cet épisode montre que « à l'évidence, le président [de la Réserve fédérale], loin d'être l'instrument docile du chef de l'exécutif, faisait au contraire ce que son jugement lui commandait ».

Bibliographie

Barro, R. J. (1996). *Getting It Right: Markets and Choices in a Free Society*, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.

Barsky, R. B. et L. Kilian (2000). « A Monetary Explanation of the Great Stagflation of the 1970s », document de travail nº 7547, National Bureau of Economic Research.

Basu, S. et J. G. Fernald (1999). « Why Is Productivity Procyclical? Why Do We Care? », International Finance Discussion Paper nº 638, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Blinder, A. S. (1982). « Anatomy of Double-Digit Inflation in the 1970s ». *In* : *Inflation: Causes and Effects*, sous la direction de R. Hall, Chicago, University of Chicago Press, p. 261-282.

Burns, A. F. (1978). « Reflections of an Economic Policy Maker: Speeches and Congressional Statements, 1969–1978 », AEI Studies nº 217, Washington, American Enterprise Institute for Public Policy Research.

Chari, V. V., L. J. Christiano et M. Eichenbaum (1998). « Expectation Traps and Discretion », *Journal of Economic Theory*, vol. 81, nº 2, p. 462-492.

Christiano, L. J., M. Eichenbaum et C. L. Evans (1998). « Modeling Money », document de travail nº 6371, National Bureau of Economic Research.

Christiano, L. J. et T. J. Fitzgerald (1999). « The Band Pass Filter », document de travail nº 7257, National Bureau of Economic Research.

——— (2000). « Understanding the Fiscal Theory of the Price Level », document de travail nº 7668, National Bureau of Economic Research.

Christiano, L. J. et C. Gust (1999). « Taylor Rules in a Limited Participation Model », document de travail nº 7017, National Bureau of Economic Research.

Clarida, R. H., J. Galí et M. Gertler (1998). « Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory », document de travail nº 6442, National Bureau of Economic Research.

Cochrane, J. H. (1998). « A Frictionless View of U.S. Inflation », *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 13, p. 323-385.

De Long, J. B. (1995). « Keynesianism, Pennsylvania Avenue Style: Some Economic Consequences of the Employment Act of 1946 », Department of Economics, University of California at Berkeley, photocopie.

Feldstein, M. (1997). « The Costs and Benefits of Going from Low Inflation to Price Stability ». *In* : *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, sous la direction de C. D. Romer et D. H. Romer, Studies in Business Cycles, vol. 30, Chicago, University of Chicago Press, p. 123-156.

Friedman, M. (1968). « The Role of Monetary Policy », *American Economic Review*, vol. 58, nº 1, p. 1-17.

Galí, J. (1999). « Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations? », *American Economic Review*, vol. 89, nº 1, p. 249-271.

Haldeman, H. R. (1994). *The Haldeman Diaries: Inside the Nixon White House*, New York, G. P. Putnam's.

Hodrick, R. J. et E. C. Prescott (1997). « Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, nº 1, p. 1-16.

Kerr, W. et R. G. King (1996). « Limits on Interest Rate Rules in the IS Model », *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, vol. 82, nº 2, p. 47-75.

Laxton, D. et R. Tetlow (1992). *A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output*, Rapport technique nº 59, Ottawa, Banque du Canada.

Organisation de Coopération et de Développement Économiques (1999). *Perspectives économiques de l'OCDE*, vol. 66, décembre.

Orphanides, A. (1997). « Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data », document de travail nº 1998-03, Finance and Economic Discussion Series, Board of Governors of the Federal Reserve System.

——— (1999). « The Quest for Prosperity without Inflation », Board of Governors of the Federal Reserve System, photocopie.

Orphanides, A. et S. van Norden (1999). « The Reliability of Output Gap Estimates in Real Time », Board of Governors of the Federal Reserve System, photocopie.

St-Amant, P. et S. van Norden (1997). « Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research and the Bank of Canada », Banque du Canada, photocopie.

Taylor, J. B. (1993). « Discretion versus Policy Rules in Practice », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, p. 195-214.

——— (1999a). « A Historical Analysis of Monetary Policy Rules ». *In* : *Monetary Policy Rules*, sous la direction de John B. Taylor, Chicago, University of Chicago Press, p. 319-341.

Taylor, J. B., dir. (1999b). *Monetary Policy Rules*, Chicago, University of Chicago Press.

Wells, W. C. (1994). *Economist in an Uncertain World: Arthur F. Burns and the Federal Reserve, 1970–1978*, New York, Columbia University Press.

Woodford, M. (1998). « Comment [sur l'étude de Cochrane] », *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 13, p. 390-418.

Commentaires

Tiff Macklem

Les modèles à participation limitée (PL) ont fait bien du chemin. Ayant franchi l'épreuve de la pertinence empirique, ils se sont raffinés au point où ils servent maintenant à étudier des questions qui intéressent directement les responsables de la politique monétaire. Un certain nombre de travaux récents illustrent cette évolution. Chari, Christiano et Eichenbaum (1998) étudient la politique monétaire optimale à l'aide d'un modèle PL, tandis que Christiano et Gust (1999) se penchent sur le comportement de diverses fonctions simples de réaction des taux d'intérêt dans un modèle de ce type. Dans leur plus récente étude, que voici, Christiano et Gust essaient de voir s'il est possible d'expliquer à l'aide d'un modèle PL le faux pas le plus notable des autorités monétaires depuis la Deuxième Guerre mondiale, soit l'inflation galopante des années 1970.

Il y a lieu de se réjouir de l'arrivée des modèles PL dans le domaine de la politique monétaire. L'outil d'analyse de base de la politique monétaire — le modèle à prix rigides — a fait preuve d'une remarquable capacité d'adaptation, s'accommodant des anticipations rationnelles et, dans une bonne mesure, d'agents ayant un comportement d'optimisation. Néanmoins, l'hypothèse de rigidité des salaires et des prix occupe une place si importante dans le schéma explicatif que, sans elle, la plupart des modèles ne parviennent pas à expliquer les effets des interventions monétaires observés à court terme sur les variables réelles. Rares, certes, sont les décideurs publics qui considèrent les salaires et les prix comme parfaitement flexibles, mais il est probable que, pour nombre d'entre eux, il ne s'agit pas du seul élément de rigidité à prendre en compte. En outre, tous conviennent

* Je remercie Hope Pioro de sa précieuse assistance technique.

que, en raison des incertitudes considérables qui entourent le fonctionnement exact du mécanisme de transmission de la politique monétaire, il ne faut pas mettre tous ses œufs dans le même panier. Le modèle PL offre une solution de rechange intéressante. Reposant sur une vision radicalement différente du mécanisme de transmission — une vision qui fait appel à la rigidité des décisions de placement en actifs liquides et non liquides —, ce modèle permet de reproduire les principaux faits stylisés concernant les effets réels et nominaux d'une stimulation monétaire, sur le plan tant qualitatif que quantitatif, à condition que l'on postule des coûts de réaménagement de portefeuille suffisants.

Dans leur dernier apport aux recherches sur le modèle PL, Christiano et Gust soutiennent non seulement que ce modèle offre une solution de rechange crédible au modèle à prix rigides (PR), mais qu'il permet en fait de mieux expliquer le fait marquant de l'après-guerre sur le plan monétaire : l'inflation débridée des années 1970. De là à conclure que, pour éviter qu'une inflation de ce type ne se reproduise, nous devions tenir soigneusement compte des résultats des modèles PL dans la conception des institutions et des règles monétaires, il n'y a qu'un pas.

Christiano et Gust procèdent de la manière suivante. Ils partent de l'hypothèse que la stagflation des années 1970 a été causée par la combinaison de deux facteurs : une variation défavorable de la technologie (observée par les autorités) et une fonction de réaction monétaire inappropriée. La règle de conduite de la politique monétaire dont ils se servent n'est pas une fonction de réaction arbitraire, mais une règle estimée à l'aide de données fournies par Clarida, Galí et Gertler (1999) pour les années 1970. La caractéristique principale de cette règle faisant appel au taux d'intérêt nominal est que le coefficient de l'inflation anticipée est inférieur à un, de sorte que des flambées d'inflation par autoréalisation des attentes sont possibles. Christiano et Gust démontrent que, lorsque cette règle est incorporée à des modèles PL et PR, un choc technologique défavorable entraîne une forte hausse de l'inflation et une baisse des taux d'intérêt réels dans les deux modèles. En ce qui concerne l'inflation et les taux d'intérêt réels, donc, les deux types de modèle permettent d'expliquer aussi bien l'un que l'autre l'évolution des années 1970. Le modèle PL se démarque par sa capacité de produire une stagflation. Dans le modèle PR, la diminution des taux d'intérêt réels stimule la dépense et donc la production, de sorte que l'accélération de l'inflation s'accompagne d'une augmentation (et non d'une baisse) de la production. Le modèle PL, par contre, génère une période d'inflation rapide et de faible production (la stagflation) analogue à celle qu'on a pu observer dans les années 1970.

À titre de commentaire général, je dirai qu'il s'agit d'une étude fascinante. L'idée de départ, selon laquelle l'inflation débridée des

années 1970 serait le résultat d'un choc technologique négatif combiné à une règle déstabilisatrice de conduite de la politique monétaire, est tout à la fois stimulante et provocante. Par ailleurs, la tentative d'évaluer différents modèles en fonction de leurs propriétés quand les conditions habituelles quant à la présence de racines unitaires ne sont pas réunies a de quoi piquer la curiosité. Il y a un point précis cependant que je désire examiner de façon plus détaillée.

La manière dont Christiano et Gust interprètent l'évolution des années 1970 est discutable. On pourrait tout aussi bien considérer que le laxisme excessif dont les autorités ont alors fait preuve sur le plan monétaire (et budgétaire) tenait tant à leur incapacité de discerner le ralentissement de la productivité qui s'est produit pendant la première moitié de la décennie qu'à la hausse, à peu près à la même époque, du taux de chômage non accélérationniste. Il était évident que l'inflation montait pendant la première moitié des années 1970, mais l'augmentation du chômage et la faible croissance de la production passaient pour des signes d'un excédent grandissant de l'offre. Cette situation, pensait-on, ferait diminuer l'inflation, de sorte qu'il fallait non pas adopter une politique restrictive afin de maîtriser l'inflation, mais stimuler l'économie afin de refermer l'écart croissant entre l'offre et la demande. Cette colossale erreur d'interprétation de la situation économique s'est soldée par une forte accélération de l'inflation et l'apparition de déficits budgétaires dans les administrations publiques.

Cette interprétation-ci des années 1970 n'a rien de nouveau, mais une étude récente d'Orphanides (1999) l'a remise à l'avant-scène. Orphanides compile les estimations en temps réel de l'écart de production publiées par le Bureau des conseillers économiques et le Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale de la fin des années 1960 aux années 1990. Ainsi que le montre la Figure 1 (tirée de l'étude d'Orphanides), les différences entre les estimations en temps réel et les estimations finales de l'écart de production au cours des années 1970 sont à la fois considérables et très persistantes. La différence atteint près de dix points de pourcentage en 1976 et, même vers la fin de la décennie, on surévalue d'environ 3 points (par rapport à l'estimation finale) l'excédent de l'offre pendant la majeure partie des années 1970. Orphanides montre ensuite que, lorsqu'une règle de Taylor classique faisant appel à des estimations en temps réel de l'écart de production est combinée aux estimations de simples courbes de Phillips et IS rétrospectives dans un cadre de simulation, le profil de l'inflation qu'on obtient correspond bien à l'évolution observée pendant les années 1970. La règle de Taylor de type standard (de forme $i_t = \alpha\pi_t + \gamma y_t$) assigne au coefficient de l'inflation (α) une valeur de 1,5, donc nettement supérieure à l'unité. Par conséquent, l'interprétation des années 1970 que propose

Figure 1
Mesure de l'écart de production pendant les années 1970

Nota : La courbe en gras représente les estimations finales de l'écart de production obtenues à partir des données disponibles à la fin de 1994. Chacune des autres courbes (en maigre) illustre l'évolution de l'écart de production estimé à partir des données disponibles au premier trimestre de l'année indiquée.
Source : Orphanides (1999, figure 11).

Orphanides est très différente de celle avancée par Christiano et Gust. Le problème aurait été créé non par une règle déstabilisatrice de conduite de la politique monétaire, mais par une mauvaise mesure de l'écart de production.

L'explication d'Orphanides est à mon avis plus plausible que celle des auteurs. Dans le modèle de Christiano et Gust, les autorités monétaires doivent être dotées de pouvoirs quasiment surnaturels pour déceler un choc technologique non observé, tout en se montrant parfaitement incapables de comprendre les conditions de stabilité de modèles macroéconomiques dynamiques simples. Peut-être que je manque un peu de recul, mais ces deux conditions me semblent difficiles à accepter.

Le caractère convaincant de l'argumentation d'Orphanides nous amène naturellement à poser la question suivante : dans quelle mesure les modèles PL et PR permettent-ils d'expliquer l'évolution des années 1970, en partant de l'hypothèse que la règle de conduite de la politique monétaire était stable, mais que le niveau de la production potentielle était surestimé?

Le modèle PR ne comportant que trois équations, c'est évidemment par là que j'aborderai le problème.

Les trois équations du modèle définissent une courbe IS,

$$y_t = E_t y_{t+1} - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t \pi_{t+1}),$$

une courbe de Phillips,

$$\pi_t = \beta E_{t+1} \pi_{t+1} + \kappa y_t - \kappa z_t,$$

et une règle de conduite de la politique monétaire. Christiano et Gust se servent d'une règle de Taylor prospective estimée par Clarida, Galí et Gertler mais, pour simplifier l'exposé, je prendrai à la place une règle de Taylor de type standard, à cette exception près que l'écart de production est mal mesuré.

L'écart de production (y) correspond à la production effective $(\tilde{y})$ diminuée de la production potentielle. Supposons que cette dernière soit la somme d'une constante (ramenée à zéro par normalisation) et d'un choc technologique de moyenne zéro (z). La production effective est alors

$$\tilde{y}_t = y_t + z_t.$$

Si le choc technologique z est facilement observable, les autorités monétaires n'ont aucun mal à mesurer l'écart de production, et la règle de Taylor s'exprime simplement sous la forme

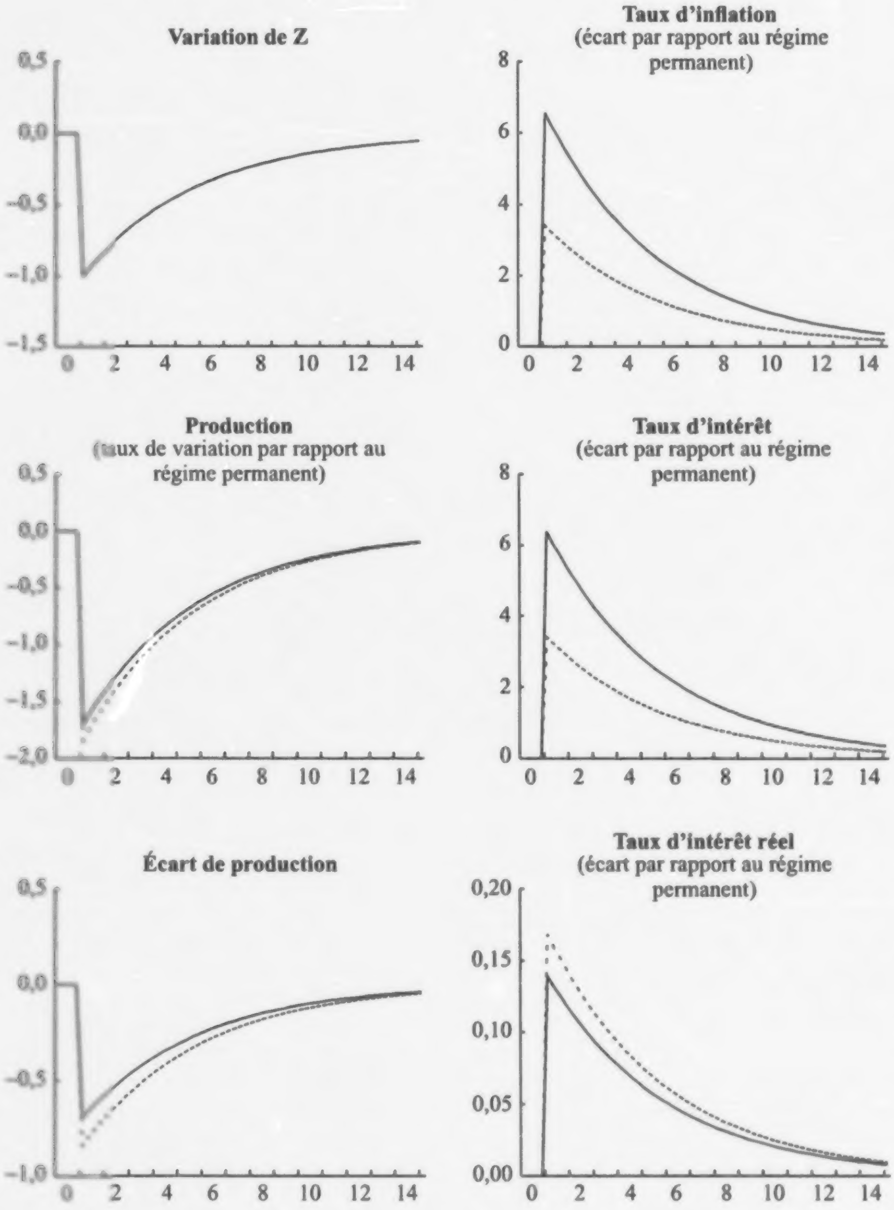
$$i_t = \alpha \pi_t + \gamma y_t.$$

Si, par contre, z n'est pas observable, les autorités monétaires doivent estimer l'écart de production. Toujours pour simplifier les choses, je suppose que les autorités monétaires prennent connaissance de la valeur z seulement après que les chocs monétaires ont fait sentir la totalité de leurs effets réels — hypothèse qui semble à peu près cadrer avec les observations (voir Figure 1). Les autorités monétaires mesurent l'écart entre l'offre et la demande en se contentant d'observer la production [puisque $E(y) = E(\tilde{y} - z) = \tilde{y}$ sans condition]. La règle de Taylor s'exprime alors ainsi :

$$i_t = \alpha \pi_t + \gamma \tilde{y} = \alpha \pi_t + \gamma (y_t + z_t).$$

La Figure 2 illustre la réaction dynamique de ce modèle PR au choc technologique défavorable qui est envisagé par Christiano et Gust. Les paramètres σ, β et κ ont les mêmes valeurs que dans l'étude, et α et γ sont égaux à 1,5 et 0,5 respectivement (soit leurs valeurs habituelles dans la règle de Taylor). Le trait pointillé, à la Figure 2, représente la réaction

Figure 2
Réaction à un choc technologique négatif observé et non observé dans le cas d'une règle de Taylor de type standard



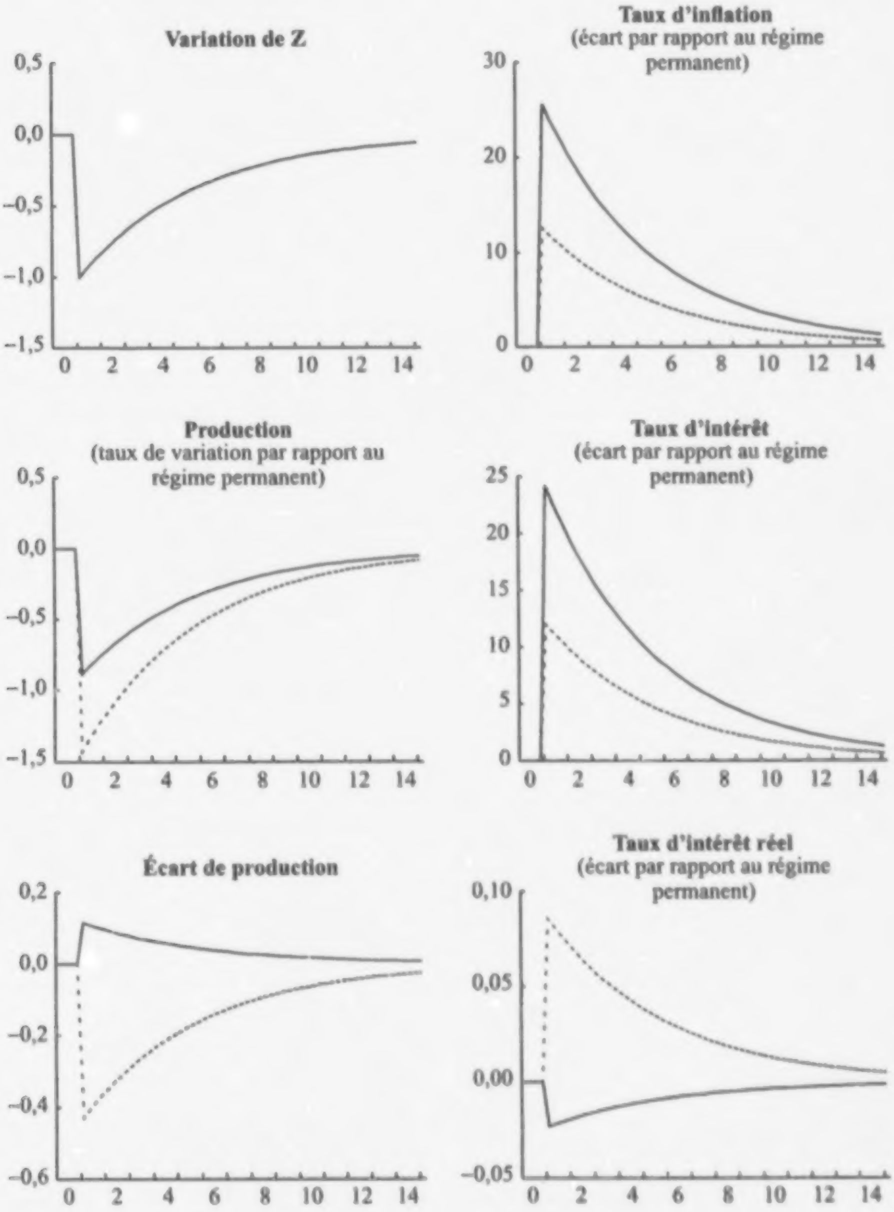
Nota : Trait continu : avec erreur de mesure; trait pointillé : sans erreur de mesure.

dynamique dans le modèle PR standard sans erreur de mesure, tandis que le trait continu représente cette réaction avec une erreur de mesure. L'erreur de mesure a d'importantes conséquences. Dans les simulations en comportant une, la hausse de l'inflation est près de deux fois plus élevée, les taux d'intérêt réels augmentent moins et la baisse de la production est moins prononcée. Toutefois, l'erreur de mesure a des effets moins marqués sur ces deux dernières variables que sur l'inflation. Si l'on compare les réactions illustrées à la Figure 2 aux observations des années 1970, on constate que le modèle comportant une erreur de mesure saisit la forte accélération de l'inflation et la baisse de la production, mais non le repli observé des taux d'intérêt réels.

La Figure 3 illustre les réactions dynamiques au choc envisagé lorsqu'on utilise une règle de Taylor modifiée qui accorde plus de poids à l'écart de production, ce qui amplifie les effets d'une erreur de mesure de cet écart (plus précisément, $\alpha = 1.1$ et $\gamma = 1.0$). Sans erreur de mesure, le taux d'intérêt réel augmente (comme dans la Figure 2). Quand l'écart de production est mal mesuré, par contre, le taux d'intérêt réel baisse. Il en résulte une forte accélération — de plus de 25 points de pourcentage — de l'inflation. L'effet expansionniste de taux d'intérêt réels négatifs se traduit par un écart de production légèrement positif, qui compense en partie seulement l'incidence du choc technologique négatif sur la production, de sorte que celle-ci baisse. La similitude avec la situation observée pendant les années 1970 s'accentue puisque l'inflation enregistre une forte accélération, tandis que les taux d'intérêt réels et la production diminuent. Cependant, comme dans l'analyse de Christiano et Gust et exactement pour les mêmes raisons, l'écart de production devient positif sous l'effet des taux d'intérêt réels négatifs. Dans le modèle PR, axé sur la demande, la baisse des taux d'intérêt réels stimule la dépense, et il en résulte une demande excédentaire de biens.

Quels enseignements pouvons-nous tirer de cet exercice? Il y en a deux, à mon avis. En premier lieu, que l'on interprète l'évolution des années 1970 comme le résultat d'une variation négative observée de la technologie et d'une politique monétaire déstabilisatrice ou d'une variation négative *non* observée de la technologie et d'une règle stable, le modèle PR envisagé par les auteurs a du mal à produire simultanément une inflation beaucoup plus rapide, des taux d'intérêt réels négatifs et un écart de production négatif. La raison en est à peu près la même dans les deux cas. Dans ce modèle PR simple, non seulement la représentation de l'offre est très rudimentaire, mais elle est affaiblie par la rigidité des prix. Un modèle PR où la représentation de l'offre serait plus étoffée parviendrait sans doute mieux à expliquer l'évolution des années 1970; cependant, tant que la

Figure 3
Réaction à un choc technologique négatif observé et non observé dans le cas d'une règle de Taylor modifiée



Nota : Trait continu : avec erreur de mesure; trait pointillé : sans erreur de mesure.

rigidité des prix restera une caractéristique du modèle, la demande aura tendance à y jouer un rôle de premier plan à court terme.

Pour ce qui est du modèle PL, je laisse aux spécialistes le soin de déterminer s'il explique encore l'évolution observée pendant les années 1970 quand on postule une erreur de mesure de l'écart de production — et je les invite à le faire. Si Christiano et Gust devaient constater que le modèle PL offre une meilleure explication de l'évolution des années 1970 que le modèle PR (et ce, dans le cas des deux interprétations évoquées ci-dessus), leur conclusion selon laquelle les enseignements des modèles PL méritent qu'on y prête attention se trouverait confortée.

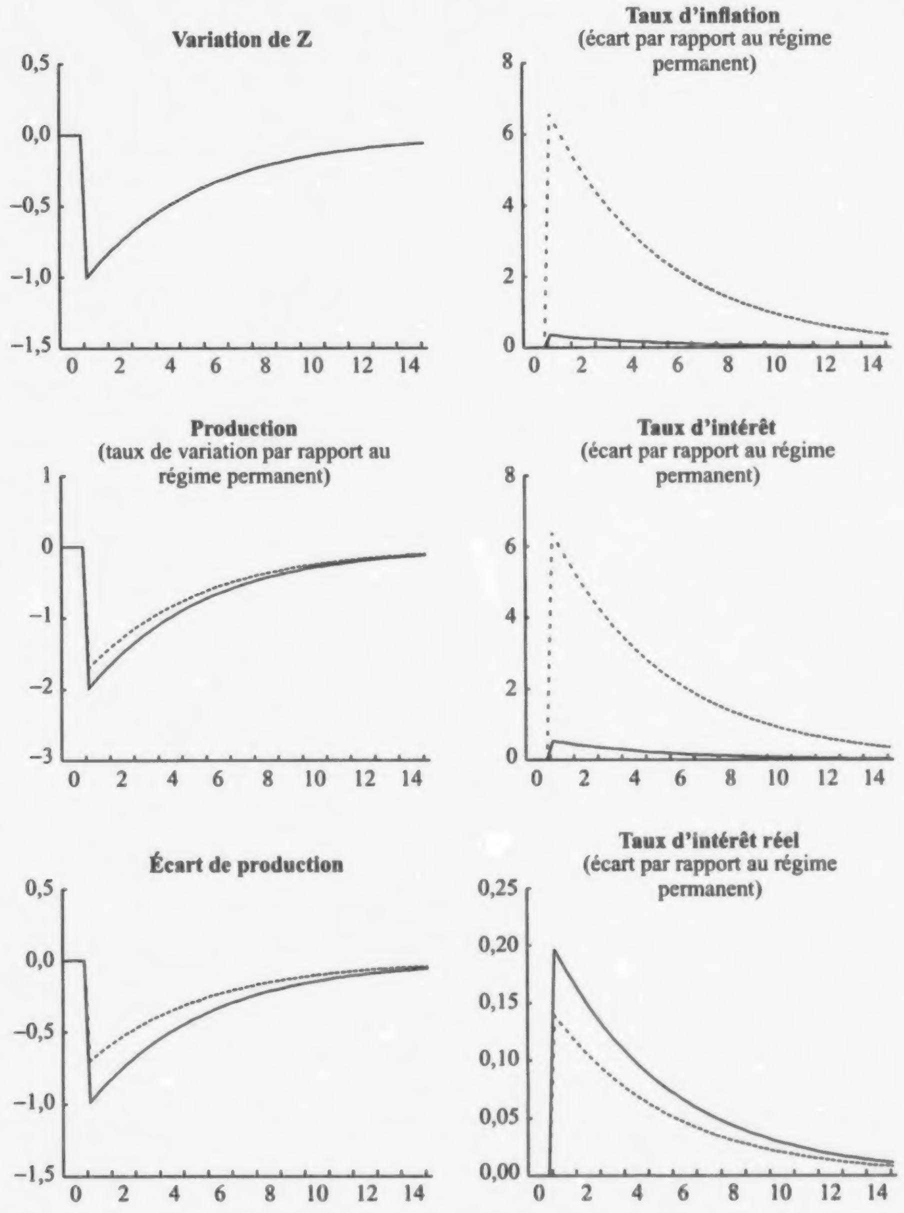
En second lieu, la leçon qu'il faut de toute évidence tirer du modèle PR en cas d'erreur de mesure est que les autorités ne devraient pas accorder trop d'importance à l'écart de production à moins d'être tout à fait certaines de sa valeur[1]. C'est ce qu'illustre la Figure 4 de manière particulièrement frappante, malgré une certaine exagération. Cette figure permet de comparer les réactions dynamiques obtenues à l'aide d'une règle de Taylor de type classique ($\alpha = 1.5$ et $\gamma = 0.5$) et d'une règle faisant appel uniquement à l'inflation ($\alpha = 1.5$ et $\gamma = 0.0$), l'écart de production étant dans les deux cas mal mesuré. La deuxième règle (correspondant au trait continu) se traduit par des taux d'intérêt réels légèrement supérieurs et, donc, un niveau de production un peu plus faible. Ces différences sont toutefois négligeables lorsqu'on les compare à l'amélioration obtenue sur le plan de l'inflation. Quand la règle tient compte uniquement de l'inflation, celle-ci n'augmente que d'environ 1/2 point de pourcentage, contre environ 7 quand on applique la règle de Taylor usuelle. La différence marquée entre ces résultats est due au fait qu'une mauvaise mesure de l'écart de production n'a aucun effet sur la règle basée uniquement sur l'inflation.

Chose intéressante, la leçon qui se dégage de ce modèle PR dans lequel l'écart de production est incertain est très semblable à un résultat clé des modèles PL. Dans une étude qui est étroitement liée à celle que je commente ici, Christiano et Gust (1999) se penchent sur le comportement de règles de Taylor dans des modèles PL. Ils concluent que les situations d'équilibre dans lesquelles les anticipations d'inflation s'autoréalisent sont éliminées quand la règle de Taylor réagit *fortement* à l'inflation et *très peu* à la production (c'est-à-dire qu'ils constatent qu'une valeur de 1,0 pour γ entraîne des solutions indéterminées).

L'enseignement que les autorités monétaires devraient peut-être tirer aussi bien des modèles PL que des modèles PR est que, si elles veulent

1. Cette idée n'a rien d'original; voir par exemple Smets (1998).

Figure 4
Réaction à un choc technologique négatif non observé dans le cas d'une règle basée uniquement sur l'inflation et d'une règle de Taylor de type standard



Nota : Trait continu : règle basée uniquement sur l'inflation; trait pointillé : règle de Taylor.

éviter le retour d'une inflation galopante du genre de celle des années 1970, elles doivent limiter leurs ambitions en ce qui concerne la stabilisation de la production et garder les yeux rivés sur l'inflation. Le fait que cette conclusion ne soit pas modifiée lorsqu'on utilise des modèles radicalement différents est à la fois remarquable et rassurant.

Bibliographie

Chari, V. V., L. J. Christiano et M. Eichenbaum (1998). « Expectation Traps and Discretion », *Journal of Economic Theory*, vol. 81, nº 2, p. 462-492.

Christiano, L. J. et C. Gust (1999). « Taylor Rules in a Limited Participation Model », document de travail nº 7017, National Bureau of Economic Research.

Clarida, R. H., J. Galí et M. Gertler (1998). « Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory », document de travail nº 6442, National Bureau of Economic Research.

Orphanides, A. (1999). « The Quest for Prosperity without Inflation », Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington (D. C.), photocopie.

Smets, F. (1998). « Output Gap Uncertainty: Does it Matter for the Taylor Rule? », document de travail nº 60, Banque des Règlements Internationaux.

Commentaires

David Andolfatto

Dans leur étude, Christiano et Gust s'efforcent d'expliquer le comportement de la base monétaire aux États-Unis durant les années 1970. Ils imputent à la Réserve fédérale américaine la responsabilité de la forte inflation observée pendant cette décennie tout en postulant que ses dirigeants étaient très réfractaires à une inflation élevée. Pourquoi, dans ces conditions, ces derniers se sont-ils comportés de la sorte?

L'hypothèse des auteurs est que la Réserve fédérale a été amenée à contrecœur à mener une politique inflationniste essentiellement parce qu'on s'attendait à ce qu'elle le fasse. La hausse du taux d'inflation attendu par les agents du secteur privé a placé la Réserve fédérale devant l'alternative suivante : ne pas s'opposer à ces attentes ou risquer de plonger l'économie dans une grave récession. Étant donné la propension bien connue de la Réserve fédérale à se montrer accommodante, les anticipations d'accélération de l'inflation du secteur privé se sont autoréalisées. La Réserve fédérale s'est trouvée piégée dans une « trappe des anticipations ».

Christiano et Gust ne précisent pas pourquoi le taux d'inflation prévu par le secteur privé a grimpé comme ils l'affirment. Ils y voient un choc exogène. Ils expliquent par contre la manière dont les modalités institutionnelles qui président à la conduite de la politique monétaire peuvent aboutir, logiquement, à une trappe des anticipations. D'après eux, la politique monétaire a été régie, durant les années 1970, par un cadre

* Je tiens à remercier Lawrence Christiano, Ig Horstmann, David Laidler et Ed Nosal des précieux avis qu'ils m'ont dispensés lors de plusieurs entretiens.

institutionnel de ce type. Les auteurs formalisent leurs idées à l'aide d'un modèle dynamique programmable d'équilibre général et montrent comment deux chocs exogènes — touchant l'un la productivité, l'autre les anticipations — peuvent se traduire par une stagflation du genre de celle observée dans les années 1970. La capacité de leur modèle d'expliquer les faits observés tend à accréditer leur thèse. Ils invoquent aussi, à l'appui de leur vision des choses, un certain nombre de déclarations d'Arthur Burns (président de la Réserve fédérale de 1970 à 1977).

Dans l'ensemble, je considère leur étude comme un travail remarquable; c'est un très bel exemple de la façon dont la théorie macroéconomique moderne peut servir à étudier des questions importantes et difficiles concernant la conduite de la politique monétaire et l'interprétation de l'histoire monétaire. L'explication des faits est originale, et l'application de la théorie quantitative, novatrice. Même si l'on n'est pas convaincu — ce qui est mon cas — par l'argumentation des auteurs, leur étude constitue une référence par rapport à laquelle seront évaluées les thèses concurrentes. Pour toutes ces raisons, elle constitue un apport des plus utiles.

La trappe des anticipations

L'idée fondamentale de la trappe des anticipations peut être représentée sous la forme d'un jeu très simple. Supposons qu'il y ait deux joueurs, la Réserve fédérale et les ménages. La Réserve fédérale a deux possibilités : elle peut choisir une inflation faible, Π_F, ou une inflation élevée, Π_E. Les ménages ont eux aussi le choix entre deux possibilités : ils peuvent anticiper une inflation faible ou une inflation élevée. Le gain d'utilité que réalise chaque joueur dépend non seulement de sa propre décision, mais aussi de celle de l'autre joueur. Étant donné deux joueurs et deux actions possibles, il y a quatre configurations différentes de gains.

Figure 1
Le jeu

		Ménages	
		Π_F	Π_E
Réserve fédérale	Π_F	1 1	−1 −1
	Π_E	−1 −1	0 0

La structure des gains illustrée à la Figure 1 donne lieu à ce qu'on appelle un jeu de coordination. On imagine ici que les joueurs font leur choix simultanément (ils ne peuvent faire dépendre leur décision de celle de l'autre joueur). De ce fait, il existe deux équilibres de Nash à stratégie pure pour ce jeu à un coup : une situation dans laquelle les ménages et la Réserve fédérale s'entendent sur un équilibre de faible inflation (le gain de chaque joueur étant égal à un), et une situation dans laquelle ils s'entendent sur un équilibre d'inflation élevée (le gain de chacun étant alors égal à zéro)[1].

Une question qui se pose naturellement ici est de savoir lequel des deux résultats coordonnés a le plus de chances de se produire; c'est la question du choix de l'équilibre que pose la théorie des jeux. Malheureusement, il n'existe encore à ma connaissance aucune réponse valable à cette question[2]. Nous voyons donc ici que la structure institutionnelle en place (les règles et la structure du jeu) font apparaître une indétermination fondamentale : chacun des deux résultats est une possibilité logique. Si les ménages s'attendent (pour une raison quelconque) à ce que l'inflation soit élevée, la Réserve fédérale, anticipant cette attente, sera irrésistiblement tentée de s'y conformer; faute de quoi, elle provoquerait un manque de coordination. Si, par contre, la Réserve fédérale se propose d'engendrer une inflation élevée, les ménages font preuve d'une parfaite rationalité en anticipant cette évolution. Ainsi, l'anticipation d'une inflation élevée peut s'autoréaliser. C'est exactement le genre d'indétermination que Christiano et Gust exploitent pour expliquer l'inflation rapide des années 1970.

Pour appliquer leur théorie, les auteurs font l'hypothèse que les attentes des ménages en matière d'inflation font l'objet de chocs exogènes[3]. En adoptant cette hypothèse, le théoricien se trouve, dans les faits, à choisir

---

1. Il existe aussi un équilibre à stratégie mixte dans lequel la Réserve fédérale et les ménages s'attendent à un régime de faible inflation avec une probabilité de 1/3. Dans ce cas, la probabilité d'un « manque de coordination » est positive. En modifiant le jeu de manière appropriée, on peut aussi obtenir des équilibres corrélés (taches solaires) qui éliminent la possibilité d'un manque de coordination. Pour la simplicité de l'exposé, je retiendrai uniquement les stratégies pures.

2. Il existe des méthodes axiomatiques permettant de choisir entre des situations d'équilibre dans le cadre de jeux de coordination. Certaines sont simples (le choix de l'équilibre dominant au sens de Pareto, s'il en existe un), d'autres, plus compliquées; voir Myerson (1991). Les études consacrées aux processus d'apprentissage et aux jeux évolutifs s'intéressent également à cette question.

3. On pourrait aussi faire l'hypothèse que c'est le comportement de la Réserve fédérale qui fait l'objet de chocs exogènes. Je ne crois pas que cela changerait quoi que ce soit, sur le plan technique, mise à part l'interprétation des événements.

la situation d'équilibre. Par exemple, dans le contexte du jeu décrit précédemment, supposons que je postule simplement que les ménages choisissent Π_F (ou qu'ils choisissent Π_F sur la foi d'une information extérieure quelconque)[4]. Le seul équilibre, quand on prend ce comportement pour hypothèse, est la situation de faible inflation. Il semble que le théoricien soit maintenant libre de choisir le résultat souhaité en spécifiant tout bonnement le processus exogène qui régit les anticipations d'inflation. Une façon d'« encadrer » ce processus exogène consiste à en estimer les paramètres au moyen d'un modèle. De toute évidence, on ne pourra découvrir ainsi pourquoi les attentes d'inflation varient de la manière observée, mais le modèle estimé pourra servir à établir pourquoi l'économie se comporte comme elle le fait, étant donné que les anticipations d'inflation varient comme elles le font. Sur le plan méthodologique, cela équivaut au comportement d'un théoricien du cycle économique réel (par exemple) qui estimerait les paramètres d'un processus exogène suivi par le changement technologique, pour proposer ensuite une explication du cycle économique fondée sur le processus exogène estimé.

La manière précise dont s'y prennent Christiano et Gust pour expliquer l'inflation rapide des années 1970 consiste à faire l'hypothèse qu'au cours de la période considérée, il y a eu un déplacement exogène vers le haut du taux d'inflation attendu *et* que ce changement a coïncidé avec un choc technologique négatif. (Le modèle n'offre absolument aucune justification théorique de l'évolution des anticipations sous l'effet du choc d'offre, peu importe la plausibilité à tous autres égards de la thèse soutenue par les auteurs.) L'importance du déplacement vers le haut du taux d'inflation anticipé semble avoir été établi par étalonnage de manière à correspondre à une réaction non spécifiée du niveau des prix au cours de la période où se produit le choc technologique.

Le modèle offre une interprétation intéressante de l'évolution économique observée au début des années 1970. Le choix d'un cadre de modélisation se caractérisant par des équilibres indéterminés, des modifications exogènes des attentes et une politique monétaire d'accompagnement semble bien cadrer avec un certain nombre de déclarations officielles de l'époque. Nous savons par exemple qu'Arthur Burns ne considérait pas la politique monétaire comme la cause fondamentale de l'inflation; parallèlement, il était conscient que l'inflation

---

4. D'un point de vue technique, remarquons qu'en permettant aux ménages d'établir leurs stratégies en fonction d'un choc extérieur ou d'une information quelconque, j'ai modifié implicitement le jeu à un coup décrit plus haut.

ne pouvait se maintenir sans croissance monétaire. De son point de vue, la politique monétaire était soumise à toute une série de contraintes d'ordre politique et économique qui obligeaient la Réserve fédérale à se comporter comme elle l'a fait (voir Hetzel, 1998). Le jeu décrit précédemment reflète cette vision des choses; il n'y a pas grand-chose que les autorités monétaires puissent faire, si ce n'est adopter la règle de Taylor « d'accompagnement » qu'emploient les auteurs dans leur étude quantitative. Cette interprétation explique aussi pourquoi Burns s'est battu avec autant d'énergie pour faire adopter un système de contrôle des salaires et des prix. Dans la mesure où ce système pourrait devenir crédible, le public serait amené à s'attendre à un bas taux d'inflation, et les autorités pourraient ainsi éviter de cautionner une accélération de l'inflation.

Critique

Dans toute thèse ou explication, le théoricien doit choisir les éléments qui peuvent être considérés comme exogènes pour les besoins de la cause. La tradition, en économie monétaire, a consisté à postuler l'existence de chocs exogènes touchant la politique monétaire (les anticipations « accompagnant » alors la structure de la politique monétaire). Christiano et Gust postulent plutôt l'existence de chocs exogènes s'appliquant aux anticipations (la politique monétaire « accompagnant » alors la structure de ces dernières). Je n'ai aucune objection à étudier les conséquences de cette inversion de la chaîne causale. Cependant, lorsqu'on met l'accent sur le rôle d'une variable exogène, il semble souhaitable que le chercheur commence par mesurer d'une façon quelconque la variable en question (voir par exemple Prescott, 1986).

Il existe en fait un grand nombre de mesures indépendantes des attentes d'inflation pour la période étudiée. Thomas (1999), par exemple, examine trois mesures tirées d'enquêtes qui ont été couramment utilisées aux États-Unis à partir de 1960. On notera avec intérêt que, peu importe la manière dont on les mesure, les prévisions de l'inflation à l'horizon d'un an, depuis 1960, affichent de façon constante une tendance à « l'inertie ». On constate en particulier qu'au cours de la période où l'inflation s'est généralement accélérée (1965-1980), les attentes ont habituellement été en retard sur l'inflation effective, le taux anticipé étant inférieur au taux observé. De même, depuis la désinflation du début des années 1980, les

attentes d'inflation ont dans l'ensemble été en retard sur l'inflation effective, le taux anticipé dépassant cette fois le taux observé[5].

Pour permettre aux lecteurs de se former une opinion, je reproduis à la Figure 2 la hausse effective de l'indice implicite des prix du PIB et la prévision d'inflation établie l'année précédente, aux États-Unis, pour la période comprise entre 1969 et 1994. La prévision d'inflation provient d'une enquête menée auprès de prévisionnistes de métier; les données présentées sont celles de la Figure 6.9 de De Long (1997). On voit tout de suite que le taux d'inflation attendu a systématiquement été inférieur au taux effectif pendant la majeure partie des années 1970. Ce qui est encore plus frappant, cependant, c'est qu'à peu près chaque année, les prévisionnistes du secteur privé s'attendaient à une *désinflation*. Considérons par exemple le bond de l'inflation en 1973 et 1974, lorsqu'elle est passée de 4,5 % à 6,5 %, puis à 8,8 %. En décembre 1972, quand l'inflation s'établissait à 4,5 %, les prévisionnistes annonçaient pour 1973 une inflation de 3,9 %. En décembre 1973, lorsque l'inflation atteignait 6,5 %, les prévisionnistes projetaient pour l'année suivante un taux de 5,4 %. Je déduis de l'étude de De Long que les responsables de l'époque péchaient eux aussi par optimisme dans leurs prévisions.

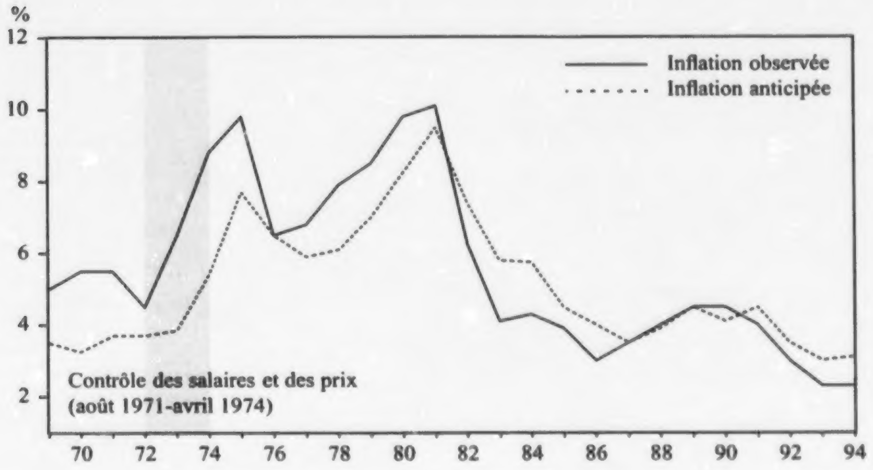
La question que je poserai donc à Christiano et Gust est la suivante : où sont les preuves de ce prétendu choc subi par les anticipations? À mon avis, pour que leur thèse soit plausible, il faudrait avoir la preuve d'une forte hausse du taux d'inflation anticipé qui soit précéderait une accélération de la croissance monétaire, soit, à tout le moins, coïnciderait avec elle. Or, les données indiquent que la croissance monétaire a précédé l'inflation et, a fortiori, les attentes d'inflation. On essaiera peut-être de faire valoir que l'augmentation marquée de la création de monnaie de banque centrale à partir de 1970 (voir la Figure 2 des auteurs) a été orchestrée par la Réserve fédérale, qui voulait « accompagner » le renforcement des anticipations prévu pour les années 1974-1975, mais j'estime l'argument un peu tiré par les cheveux. Il est plus plausible de considérer, face à ces données, que les anticipations de hausse des prix ne font pas l'objet de chocs inexplicables, mais qu'elles sont plutôt entièrement endogènes, réagissant de manière optimale et adaptative (Muth, 1960) aux nouvelles informations qui deviennent disponibles[6].

---

5. Dotsey et DeVaro (1995) concluent également que leur mesure des attentes d'inflation affiche une tendance persistante à surestimer le taux d'inflation effectif pendant la période de désinflation des années 1980.

6. Voir, par exemple, Andolfatto et Gomme (2000).

Figure 2
Inflation observée et inflation anticipée aux États-Unis, 1969-1994



Une autre hypothèse

Lorsque je considère les données portant sur une centaine d'années, voici les constats qui se dégagent selon moi. Il y a eu trois (peut-être quatre, selon l'étalon adopté) périodes d'inflation : 1916-1920, 1940-1946 et 1965-1980. (À ce propos, je ne suis pas d'accord avec Christiano et Gust sur le début de la période d'accélération de l'inflation; d'après moi, l'accélération s'est amorcée en 1965, l'épisode de désinflation de 1969-1970 représentant un écart cyclique par rapport à une tendance générale à la hausse.) Chacune de ces périodes se caractérise par trois éléments : i) une forte augmentation des dépenses publiques; ii) des pressions pour que ces dépenses soient financées par de nouvelles émissions (de titres d'emprunt ou de billets de banque); iii) l'effondrement d'une institution monétaire internationale existante.

La première période d'inflation rapide a correspondu à la Première Guerre mondiale et à la mise en veilleuse de l'étalon-or. La deuxième a coïncidé avec la Deuxième Guerre mondiale et l'effondrement de l'étalon-or (certes, celui-ci avait été abandonné au cours des années 1930, de sorte que les dates ne concordent pas tout à fait ici). La troisième période a été celle de la guerre du Vietnam — qui s'est ajoutée à la « guerre » déclarée à la pauvreté — et de l'écroulement du système de parités fixes de Bretton Woods (celui-ci a pris fin officiellement en 1971, quand Nixon a désarrimé le dollar de l'or).

Le facteur exogène qu'il faut retenir semble être la cause, quelle qu'elle soit, du dérapage des dépenses publiques. Dans le cas d'une guerre, on pourrait le représenter comme un changement exogène (et temporaire) des préférences du public pour une production qui doit servir à faire respecter les droits de propriété de la nation. Les gens connaissent les conséquences de la guerre : raréfaction des biens destinés à l'usage privé, déficits budgétaires croissants (exprimés, notons-le, en termes nominaux), affaiblissement des institutions de temps de paix et tentation irrésistible de faire marcher la planche à billets.

La guerre du Vietnam a atteint son intensité maximale à la fin des années 1960 et au début des années 1970. Les dépenses militaires imposaient de fortes tensions à l'économie américaine, des ressources réelles étant consacrées à des fins improductives. Les présidents Johnson et Nixon étaient évidemment réticents à accroître les impôts pour financer les dépenses qu'exigeaient un effort de guerre de plus en plus intense et des besoins grandissants en matière de programmes sociaux. En raison de la contrainte budgétaire qui s'applique à l'État, il a bien fallu recourir de plus en plus à d'autres formes de financement, en particulier à de nouvelles émissions (de billets de banque ou de titres d'emprunt) ou à un défaut de paiement sur les emprunts en cours (par monétisation de la dette)[7].

On traite souvent les recettes de seigneuriage en quantité négligeable, mais il est probable que les statistiques officielles minimisent considérablement l'importance de cette source de revenu dans un système de changes fixes. Quand les États-Unis se sont mis, en 1965, à accroître rapidement le rythme de création de la monnaie de banque centrale, l'« assiette fiscale » dans le système de Bretton Woods était constituée par l'offre de monnaie mondiale, c'est-à-dire que les étrangers fournissaient probablement des ressources appréciables au Trésor américain du fait que l'inflation s'accélérait dans tous les pays sous l'effet de la prolifération de billets verts. Les pays étrangers s'efforçant de garder la maîtrise de leur politique monétaire nationale en procédant à une série de réévaluations, le système de changes fixes a commencé à s'effriter. L'inflation a également rendu de plus en plus difficile le maintien du dollar américain à 35 $ l'once d'or. L'étalon-or a fini par être abandonné en 1971, ce qui a sonné le glas du système de Bretton Woods.

---

7. L'inflation imprévue du début des années 1970 s'est traduite par un important taux de défaillance implicite sur l'encours de la dette nominale (voir Auerbach et Kotlikoff, 1995, p. 300).

Ce sont les autorités budgétaires (Nixon) qui ont abandonné l'étalon-or. Pourquoi? Selon certains, cela permettait à la Réserve fédérale (à Burns) de s'affranchir d'une importante contrainte pesant sur le rythme de création monétaire (la Réserve fédérale n'était plus obligée de garder l'or comme point d'ancrage nominal). Ce changement institutionnel signifiait que la Réserve fédérale était plus exposée aux pressions politiques en faveur d'une politique inflationniste. Les besoins budgétaires s'amplifiaient (en raison à la fois de la guerre du Vietnam et des projets de réforme sociale entrepris dans le cadre de la *Great Society*), mais il n'était pas question d'augmenter les impôts (par crainte d'étrangler la consommation dans l'économie chancelante des années 1970) ni d'accroître le rythme des émissions de titres d'emprunt (mauvais pour le climat des affaires). Que pouvait faire la Réserve fédérale dans les circonstances? Une première réponse est qu'elle pouvait faire ce qu'elle a en définitive décidé, c'est-à-dire se plier à reculons à ces pressions en accélérant (ou en ne freinant pas) le rythme de création monétaire. Cette lecture des événements n'est pas incompatible avec les points de vue exprimés par Burns lui-même. Par exemple, comparaissant devant le Congrès des États-Unis en août 1974, Burns déclarait :

> Le problème d'inflation actuel a pris naissance au milieu des années 1960, alors que notre gouvernement suivait une politique budgétaire dangereusement expansionniste. Des réductions d'impôt massives ont eu lieu en 1964 et au premier semestre de 1965; elles ont été immédiatement suivies d'une hausse exponentielle des dépenses fédérales [...] Notre problème fondamental d'inflation provient, je crois, dans une très large mesure d'un manque de rigueur sur le plan budgétaire. (Hetzel, 1998, p. 35) [Traduction]

En 1979, Burns a prononcé une allocution ayant pour titre « L'angoisse de la banque centrale » (*The Anguish of Central Banking*), où il déclarait :

> Une fois établi que la fonction essentielle de l'État était de régler les problèmes et de soulager les difficultés — non seulement de la société dans son ensemble, mais aussi de secteurs, de régions, de groupes professionnels ou de groupes sociaux particuliers —, un nombre croissant de problèmes et de difficultés sont venus s'inscrire sur la liste des dossiers se prêtant à une intervention de l'État [...] [les programmes publics] ont eu pour effet cumulatif [...] d'imprimer à l'économie américaine un fort penchant inflationniste [...] Ma

conclusion selon laquelle il est illusoire de s'attendre à ce que les banques centrales mettent fin à l'inflation qui afflige à l'heure actuelle les pays industrialisés ne signifie pas qu'elles soient incapables de prendre des mesures de stabilisation; cela veut dire tout simplement que la capacité qu'elles ont, en pratique, de résorber une inflation obéissant à des forces politiques est très limitée. (Hetzel, 1998, p. 34) [Traduction]

D'après mon interprétation, s'il est vrai que les attentes de façon générale jouaient un rôle important, elles reflétaient tout simplement la nature d'un choc budgétaire fondamental; c'est-à-dire que les anticipations ne constituaient pas une entité indéterminée, comme le soutiennent Christiano et Gust. En fait, j'irai même jusqu'à prétendre que les anticipations d'inflation ont sans doute contribué puissamment à contenir l'inflation. Imaginons par exemple ce qui aurait pu se passer si les Américains (pour une raison quelconque) s'étaient toujours attendus à une inflation égale à zéro. Je crois qu'il aurait été alors encore plus facile de se plier aux pressions politiques en faveur de la création monétaire. Le modèle proposé par les auteurs indique au contraire qu'il n'y aurait eu dans ce cas aucune inflation.

Conclusion

Christiano et Gust discernent deux épisodes distincts dans la hausse générale de l'inflation qui a été observée à la fin des années 1960 et au début des années 1970. Ils expliquent le premier épisode par la courbe de Phillips et le second par l'action d'une trappe des anticipations. Les autorités monétaires de l'époque sont décrites comme faibles en ce sens qu'elles évoluaient dans un cadre institutionnel qui les incitait à se conformer aux attentes — peut-être irraisonnées — du secteur privé (elles n'étaient pas faibles dans le sens où elles auraient cédé rapidement aux exigences des autorités budgétaires ou à d'autres forces politiques). Les auteurs font l'hypothèse qu'il est survenu un choc technologique négatif qui a accru de façon passagère le taux d'inflation ainsi qu'un renforcement des anticipations qui a propagé dans le temps l'accélération de l'inflation (du fait que les autorités monétaires ont « accompagné » le renforcement de ces attentes, de sorte que ces dernières se sont autoréalisées).

Comme d'habitude, l'histoire peut être interprétée de bien des façons différentes. Les véritables causes de l'inflation des années 1970 restent toujours à élucider. Il est toutefois encourageant de voir que, si les explications proposées diffèrent, elles débouchent sur les mêmes leçons en

matière de politique publique. L'une des façons, en particulier, d'éviter une flambée d'inflation consiste à doter les autorités monétaires d'un mécanisme d'engagement crédible (inscrit, peut-être, dans la loi) qui les empêche à jamais de céder aux demandes incessantes de création monétaire.

Bibliographie

Andolfatto, D. et P. Gomme (2000). « Monetary Policy Regimes and Beliefs », Federal Reserve Bank of Cleveland, photocopie.

Auerbach, A. J. et L. J. Kotlikoff (1995). *Macroeconomics: An Integrated Approach*, Cincinnati, International Thomson.

De Long, J. B. (1997). « America's Peacetime Inflation: The 1970s ». *In* : *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, sous la direction de C. D. Romer et D. H. Romer, Chicago, University of Chicago Press, p. 247-280.

Dotsey, M. et J. L. DeVaro (1995). « Was the Disinflation of the Early 1980s Anticipated? », *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, vol. 81, nº 4, p. 41-59.

Hetzel, R. L. (1998). « Arthur Burns and Inflation », *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, vol. 84, nº 1, p. 21-44.

Muth, J. F. (1960). « Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 55, nº 290, p. 299-306.

Myerson, R. B. (1991). *Game Theory: Analysis of Conflict*, Cambridge (Massachusetts), Harvard University Press.

Prescott, E. C. (1986). « Theory Ahead of Business Cycle Measurement », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 10, nº 4, p. 9-22.

Thomas, L. B. Jr. (1999). « Survey Measures of Expected U.S. Inflation », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 13, nº 4, p. 125-144.

Discussion générale

David Laidler fait observer que l'étude du comportement et des motifs de la Réserve fédérale au cours des années 1970 doit tenir compte du jugement éclairé des spécialistes, ou de l'état des connaissances économiques, de l'époque. Or, durant ces années-là, l'opinion était que les anticipations d'inflation, les comportements prospectifs de façon générale, de même que le niveau du stock de monnaie, n'avaient guère d'influence sur le niveau effectif de l'inflation à un moment déterminé.

Jean-Pierre Aubry dit partager le point de vue de Laidler et est d'accord avec la remarque de David Andolfatto voulant que les attentes en matière d'inflation aient été relativement faibles (plutôt que fortes) et se soient révélées des indicateurs tardifs de l'inflation durant les années 1970, et non pas des indicateurs avancés.

Marvin Goodfriend se demande dans quelle mesure un renforcement des attentes en matière d'inflation est susceptible de se produire dans le système économique actuel et si l'on risque de voir réapparaître une spirale inflationniste. Il souscrit lui aussi au commentaire d'Andolfatto au sujet du niveau relativement peu élevé du taux d'inflation attendu durant les années 1970. Goodfriend avance qu'il est possible d'expliquer autrement que la Réserve fédérale ait été incitée à cautionner les attentes d'inflation et ait été réticente à intervenir vigoureusement pour contenir la hausse des prix : des pressions politiques s'étaient exercées pendant les années 1960 pour réduire son indépendance de sorte que la Réserve fédérale ne pouvait peut-être pas se permettre de négliger les effets d'une politique monétaire restrictive sur l'activité économique. L'effritement du système de Bretton Woods signifiait également que la Réserve fédérale ne disposait pas de point

* Le présent sommaire a été rédigé par Kevin Moran.

d'ancrage nominal ni d'objectif fondamental clairement établis pendant la majeure partie de cette décennie.

Charles Freedman affirme que les économistes ont leur part de responsabilité dans l'accélération de l'inflation pendant les années 1970. Nombre d'entre eux n'étaient pas conscients des coûts appréciables entraînés par une inflation élevée ou concluaient à tort que ces coûts étaient faibles comparativement aux avantages d'une réduction du chômage dans un arbitrage régi par la courbe de Phillips (les triangles de Harberger étaient petits, et les écarts d'Okun importants).

Christopher Gust indique qu'il a bien aimé les commentaires de Tiff Macklem et la simulation présentée par ce dernier, ajoutant qu'il aurait été intéressant de procéder à la même simulation au moyen du modèle à participation limitée.

Lawrence Christiano remercie les commentateurs. Il met en doute l'affirmation d'Andolfatto selon laquelle une forte augmentation des dépenses publiques a généralement été la cause fondamentale du niveau élevé de l'inflation; il fait remarquer que les finances publiques n'avaient cessé de se détériorer pendant les années 1980 au moment même où l'inflation était maîtrisée. Par contre, il est d'accord avec Andolfatto lorsque celui-ci suggère d'essayer de cerner et de chiffrer les chocs exogènes subis par les attentes d'inflation dans le modèle. Christiano ajoute que le modèle et le scénario qui en découle peuvent aussi être interprétés dans un cadre monétariste.

462

Premier commentaire

Charles Freedman

Ce colloque est le quatrième que la Banque consacre depuis le début des années 1990 aux variables financières, à l'intermédiation financière et à leur rôle dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Il serait donc intéressant, je pense, d'examiner le cheminement de la pensée de la Banque depuis une dizaine d'années en ce qui concerne les variables financières et leur utilisation dans la politique monétaire.

Qu'est-ce qui a changé depuis dix ans dans la façon dont nous concevons le rôle des agrégats monétaires? À certains égards, leur rôle dans l'élaboration de la politique monétaire n'est guère différent de ce qu'il était il y a dix ans, mais à d'autres, il a beaucoup changé.

Permettez-moi de préciser mon propos. Comme vous le savez tous, depuis février 1991, la politique de la Banque est centrée sur une cible d'inflation. Fixées au début à 2 et 4 %, les limites de la fourchette cible se situent à 1 et 3 % depuis la fin de 1995. L'obtention d'un très bas taux d'inflation ou de la stabilité des prix est considérée comme la meilleure contribution que la politique monétaire peut apporter à la réalisation de l'objectif ultime de la politique économique : une économie bien rodée, où la production et l'emploi sont élevés.

Comme à peu près tout le monde le reconnaît maintenant, les cibles fixées en matière d'inflation jouent un rôle de stabilisateur économique en cas de chocs de la demande; si elles sont définies de manière appropriée, elles permettent aussi de faire face aux chocs d'offre. Les régimes qui privilégient la transparence comportent souvent des cibles. Celles-ci obligent en outre à adopter une démarche prospective dans la formulation de la politique monétaire dans la mesure où elles attirent l'attention sur la valeur prévue de l'inflation et sur son écart par rapport à la cible.

Les agrégats monétaires n'interviennent qu'en un point du processus d'élaboration de la politique monétaire : la Banque s'appuie en effet sur leur évolution, entre autres éléments, pour prévoir les variations de l'inflation. À cet égard, les travaux empiriques effectués tout au long des années 1990 ont été très profitables. Pour pronostiquer l'inflation, la Banque se fonde essentiellement sur les projections que le personnel établit, en faisant intervenir sa propre appréciation de la situation, à l'aide du Modèle trimestriel de prévision. Cependant, la monnaie joue un rôle complémentaire utile en permettant d'évaluer, par recoupements, les projections du personnel. Par exemple, si les agrégats monétaires progressaient à vive allure sans que celles-ci n'indiquent d'augmentation rapide de la production ou des prix, un voyant s'allumerait dans notre esprit, nous incitant à analyser plus à fond la situation et à nous poser la question suivante : la croissance rapide de la monnaie signale-t-elle un risque d'accélération de l'inflation ou la présence d'une autre vague d'innovations financières s'expliquant par des changements de la structure institutionnelle ou des dispositions réglementaires?

Si cet énoncé général du rôle des agrégats ne diffère guère de la description que j'aurais pu en faire il y a dix ans, la façon dont nous concevons leur utilisation a subi plusieurs changements importants pendant les années 1990. Trois d'entre eux méritent plus particulièrement d'être notés : les méthodes mises en œuvre pour estimer le comportement des agrégats, la façon dont ces derniers sont utilisés dans la prévision de la production et de l'inflation et l'interprétation du rôle qu'ils jouent dans le mécanisme de transmission.

Le premier changement est le perfectionnement constant des méthodes de modélisation du comportement des agrégats monétaires. Du côté de la demande, on s'intéresse davantage à la relation de long terme ou d'équilibre entre la monnaie et ses variables explicatives. Certes, les techniques de cointégration étaient déjà utilisées lors du colloque que nous avons tenu il y a neuf ans, mais elles jouent un rôle plus important maintenant qu'on s'attache davantage à la relation de long terme. Quant au modèle vectoriel à correction d'erreurs, il joue un rôle central dans notre analyse de M1, comme le démontrent l'étude d'Adam et Hendry et les travaux de leurs prédécesseurs. Parallèlement, nous continuons d'examiner avec soin l'effet des innovations financières en tous genres sur le niveau souhaité des encaisses. Par exemple, l'étude d'Aubry et Nott fait ressortir l'effet de l'élimination des réserves obligatoires sur le comportement des banques et, par ce biais, sur la croissance de M1 entre le milieu et la fin des années 1990. Ce n'est que par l'intégration d'une étude attentive des changements institutionnels et d'une analyse empirique rigoureuse que nous parviendrons à comprendre les variations des agrégats monétaires et

apprendrons à nous en servir comme indicateurs de l'inflation future. J'ajouterai incidemment que nous accordons un peu plus d'importance qu'il y a dix ans aux agrégats du genre de M1, et un peu moins aux agrégats plus larges.

Par ailleurs, nous sommes toujours prêts à réévaluer les diverses mesures de la monnaie afin de voir si des définitions différentes de cette dernière pourraient nous aider à mieux prévoir la dépense globale et l'inflation que les agrégats utilisés actuellement. L'étude de McPhail offre un bon exemple de ce type d'analyse, tandis que Serletis et Molik nous rappellent à juste titre que nous devons réexaminer de temps à autre l'utilité des divers modes de regroupement des composantes des agrégats monétaires.

Un deuxième changement dans la manière dont nous envisageons les agrégats est le caractère plus formel du processus par lequel nous évaluons maintenant l'information véhiculée par eux et la comparons aux valeurs de la production et de l'inflation prévues par le personnel. Jusqu'à une date récente, le recoupement auquel nous procédions entre les agrégats et les projections du personnel était pris en compte de manière assez informelle. Une fois celles-ci présentées à la Haute Direction, l'information fournie par les agrégats était évaluée comme une source de risque parmi d'autres caractérisant les prévisions du personnel. À l'heure actuelle, par contre, la séance au cours de laquelle les projections du personnel sont exposées et discutées donne aussi lieu à la présentation distincte des prévisions de production et d'inflation qui sont établies à partir des variations des agrégats financiers. Les représentants de la Banque dans les régions fournissent par la même occasion un pronostic pour la période à venir, à la lumière des renseignements recueillis auprès des entreprises et des associations qu'ils côtoient. Les informations provenant de ces trois sources sont considérées comme des apports utiles pour l'analyse de l'évolution future de l'inflation.

Cela dit, l'importance relative accordée aux diverses sources d'information et d'analyse dépend de l'efficacité avec laquelle elles permettent de prévoir la croissance de la production et l'inflation. Par conséquent, si les prévisions basées sur la croissance monétaire ou sur les renseignements obtenus des entreprises se révèlent assez exactes pendant un certain temps, la Haute Direction leur accordera plus de poids et en tiendra davantage compte lorsqu'elles signalent une détérioration des perspectives en matière d'inflation.

Les prévisions fondées sur les agrégats monétaires contiennent aussi une bonne dose d'appréciation. En effet, les personnes chargées d'interpréter l'évolution des agrégats monétaires ne peuvent pas se contenter de nous fournir une prévision obtenue de façon mécanique; elles doivent analyser le comportement récent des agrégats et l'information dont elles

disposent concernant l'effet des innovations financières sur l'évolution de ces derniers afin d'en arriver aux meilleures estimations possibles de l'inflation à venir et de la croissance future de la production. Après tout, comme il existe plusieurs agrégats monétaires et diverses équations susceptibles de les relier à la croissance de la production et à l'inflation, un grand nombre de trajectoires possibles de la production et de l'inflation peuvent être basées sur leur évolution. Le défi pour le personnel consiste à établir au mieux son estimation à partir de ces multiples prévisions.

À l'heure actuelle, la marge de capacités inutilisées dans l'économie canadienne est très faible, mais on ne sait pas trop si la façon dont elle est mesurée traditionnellement tient convenablement compte des changements qu'aurait pu subir la capacité de l'économie de produire des biens et des services par suite des modifications de la politique publique (déréglementation, ALENA, instauration d'un climat de faible inflation, élimination du déficit budgétaire, mise en place de la TPS, etc.) ainsi que de la restructuration entreprise dans les secteurs public et privé depuis une dizaine d'années. La mesure de l'écart de production étant entourée d'incertitudes accrues, la Banque accorde plus d'importance aux divers indicateurs de l'inflation future, comme en fait état le *Rapport sur la politique monétaire* de mai 1999. Bien entendu, le comportement des agrégats monétaires est l'un des éléments qui bénéficient d'une plus grande attention dans ces circonstances.

Le troisième changement, en ce qui concerne notre utilisation des agrégats financiers, est l'interprétation du rôle qu'ils jouent dans le mécanisme de transmission. Au début des années 1990, la plupart des hauts dirigeants de la Banque auraient été d'accord pour dire que la monnaie et le crédit jouaient un rôle *passif*. C'est-à-dire que, si la monnaie et le crédit jouaient le rôle de variables d'information ou d'indicateurs de la dépense et de l'inflation, ce rôle ne se doublait d'à peu près aucune relation de causalité. D'autres membres du personnel sont favorables à une interprétation qui assigne un rôle plus important, *actif*, à la monnaie et au crédit dans le mécanisme de transmission. Selon cette seconde école de pensée, les agrégats financiers jouent un rôle causal dans la transmission des effets des interventions de la banque centrale à la dépense et à l'inflation[1].

Comment la Banque conçoit-elle de nos jours le rôle joué par le crédit et la monnaie dans le mécanisme de transmission?

La Banque admet qu'en certaines occasions, une modification de la volonté des institutions financières à accorder des prêts, revêtant la forme d'une modification des écarts par rapport au taux de base ou des modalités

1. Laidler (1999a et b) consacre un exposé approfondi à cette question.

non monétaires du crédit, puisse avoir une incidence sur la dépense. Les conditions restrictives observées aux États-Unis au début des années 1990 et les problèmes de liquidité des marchés, un peu partout dans le monde, à l'automne de 1998 constituent deux exemples éloquents de ce genre de situation. Ces épisodes, combinés aux analyses fondées sur la théorie du canal du crédit (théorie qui reposait dans une large mesure sur des modèles faisant appel à la notion d'asymétrie d'information), nous ont fait prendre conscience que, parfois, les changements de comportement des institutions financières en matière de prêt peuvent avoir d'importantes conséquences pour l'économie. Cela nous a amenés à accorder plus d'attention aux modalités non monétaires d'octroi des prêts.

Pour ce qui est maintenant du débat opposant les rôles actif et passif de la monnaie, un important élément de progrès dans la discussion, selon moi, a été la reformulation de ce paradigme de façon à opposer plutôt les concepts de monnaie endogène et de monnaie exogène. Il est très difficile, pour une banque centrale dont l'outil d'intervention est le taux d'intérêt, de prendre au sérieux un modèle basé sur la monnaie exogène ou d'y voir autre chose qu'une fable qui pourrait avoir sa place dans un manuel théorique.

Même si la thèse de la monnaie endogène (active) me semble mieux étayée que celle de la monnaie exogène, la conception que je m'en fais personnellement est celle d'une monnaie qui joue un rôle beaucoup moins actif que ne le pensent nombre de mes collègues ou David Laidler. Je conviens avec ce dernier qu'il s'agit d'une question empirique — celle de savoir comment les entreprises et les ménages réagissent à une hausse inattendue de leurs encaisses. Dans la mesure où une entreprise voit dans des encaisses plus élevées que prévu le signe d'une demande plus vigoureuse qu'elle ne s'y attendait et choisit de modifier son comportement en conséquence, par exemple en accroissant ses stocks ou ses investissements, elle pourrait se comporter tout à fait de la manière prédite par les tenants du rôle actif de la monnaie. Cependant, on pourrait aussi affirmer que l'entreprise réagit à ses recettes effectives et prévues, et que l'évolution de ses encaisses n'est qu'un premier indice d'une augmentation de ses recettes. Il n'y a peut-être guère de différence entre ces deux interprétations, sur le plan opérationnel, dans le cas des petites entreprises, mais l'idée voulant que les encaisses constituent le premier indice d'une hausse imprévue des recettes paraît moins plausible dans le cas des grandes entreprises ou, en fait, des ménages, dont le revenu est généralement constitué par des salaires. Nous pouvons cependant tous convenir que les encaisses pourraient jouer un rôle utile à titre d'indicateurs de certains des chocs influant sur la dépense et non représentés ailleurs dans nos modèles.

Les modèles monétaires d'équilibre général représentent un nouvel outil d'analyse très prometteur. Les trois dernières études présentées au

colloque illustrent bien l'usage qu'il est possible d'en faire. Ces modèles donnent des résultats intéressants, mais, à mon avis, ce genre d'analyse devra s'appuyer sur une modélisation beaucoup plus poussée du comportement des institutions financières avant que l'on puisse l'intégrer à la panoplie d'outils que les banques centrales utilisent. Bon nombre des hypothèses qui supposent une réaction limitée aux mesures de politique monétaire dans un premier temps ne semblent correspondre à rien d'équivalent dans la réalité. J'encourage vivement les chercheurs dans ce domaine à asseoir leur analyse sur des hypothèses réalistes concernant le comportement des institutions financières et des acteurs des marchés financiers. Les constructeurs de modèles devraient peut-être travailler en collaboration plus étroite avec les spécialistes de la structure institutionnelle et des pratiques financières. Ces spécialistes pourraient renseigner les constructeurs de modèles sur les institutions en place, et ces derniers pourraient à leur tour guider la collecte de renseignements au sujet des institutions et aider à cerner les changements qui revêtent une importance particulière pour la demande de monnaie et l'évaluation du rôle de la monnaie dans le mécanisme de transmission. Naturellement, les banques centrales sont bien placées pour favoriser ce type d'interaction fructueuse entre modélisateurs et spécialistes de la communauté financière.

L'exposé de Peytrignet sur la situation vécue en Suisse a fait ressortir un point intéressant, à savoir le problème que pose une forte élasticité de la demande de monnaie au taux d'intérêt dans un régime basé sur des cibles d'expansion monétaire. Au Canada, le principal motif de l'abandon de la cible de croissance de M1 en 1982 était la baisse notable de cet agrégat due aux innovations financières, de même que les incertitudes entourant les innovations à venir. Une autre raison importante, mais secondaire, était la forte élasticité de la demande de M1 au taux d'intérêt, avec laquelle la Banque du Canada devait composer lorsqu'elle essayait de contrer les tensions inflationnistes[2]. De façon concrète, quand le système subissait un choc inflationniste, celui-ci entraînait une hausse de la quantité de monnaie demandée. La croissance de M1 dépassant la cible, la Banque intervenait en majorant son taux directeur. Cependant, étant donné la forte élasticité de la demande de monnaie, la majoration des taux d'intérêt nominaux qui était nécessaire pour ramener M1 au niveau pris pour cible pouvait être si faible que les taux d'intérêt réels n'augmentaient que dans une proportion négligeable, quand ils ne diminuaient pas. Le résultat est le même que celui qu'on observe dans une situation régie par une règle de Taylor — dans laquelle le taux d'intérêt nominal réagit à l'inflation avec un coefficient légèrement supérieur ou inférieur à l'unité. Ainsi que Peytrignet le souligne,

2. Voir Thiessen (1983).

l'obtention des variations souhaitées du taux d'intérêt dans un régime basé sur des cibles de croissance monétaire et caractérisé par une forte élasticité par rapport au taux d'intérêt exige une évolution anticyclique de M1. Or, pareille politique ne serait guère facile à expliquer au public.

En conclusion, j'aimerais simplement signaler que, depuis notre premier colloque il y a neuf ans, notre réflexion a beaucoup progressé sur un grand nombre de questions que nous avons abordées depuis deux jours. J'espère que nous ferons d'autres progrès encore avant le prochain colloque consacré aux questions monétaires, d'ici trois ou quatre ans. Cependant, les véritables retombées sont les contributions que ces recherches apportent à l'élaboration d'une politique monétaire judicieuse. De ce point de vue, l'évolution des prochaines années sera des plus intéressantes.

Bibliographie

Banque du Canada (1999). *Rapport sur la politique monétaire*, mai.

Laidler, D. (1999a). « The Quantity of Money and Monetary Policy », document de travail n° 99-5, Banque du Canada.

——— (1999b). « La monnaie comme variable passive ou active et la politique monétaire », *Revue de la Banque du Canada*, été, p. 17-29.

Thiessen, G. (1983). « The Canadian Experience with Monetary Targeting ». *In* : *Central Bank Views on Monetary Targeting*, sous la direction de Paul Meek, communications présentées à un colloque tenu à la Banque fédérale de réserve de New York en mai 1982, New York, Federal Reserve Bank of New York, p. 100-104.

Deuxième commentaire

Marvin Goodfriend

Je remercie la Banque du Canada de m'avoir invité à formuler quelques commentaires à la séance de clôture de ce colloque. Mes réflexions seront inspirées des excellentes études qui ont été présentées, mais, au lieu de traiter de l'une ou de l'autre en particulier, je me pencherai sur trois aspects de la politique monétaire, liés aux thèmes du colloque. J'exprimerai d'abord quelques observations générales sur le rôle de la monnaie dans les modèles représentant la politique suivie en matière de taux d'intérêt. Je discuterai ensuite de la monnaie, de l'inflation et de la politique de taux d'intérêt. Pour terminer, je ferai quelques commentaires sur l'analyse empirique des chocs de politique monétaire.

La monnaie et la politique de taux d'intérêt

On peut comprendre les politiques suivies habituellement en matière de taux d'intérêt par les banques centrales, de nos jours, sans tenir compte du tout des agrégats monétaires[1]. Les modèles de politique monétaire qui font abstraction de la monnaie comportent généralement quatre éléments : premièrement, une fonction IS qui exprime la relation entre la demande globale courante et le revenu futur attendu ainsi que le taux d'intérêt réel *ex ante*; deuxièmement, une équation de Fisher qui rattache le taux d'intérêt nominal à court terme à la somme du taux réel *ex ante* et de l'inflation attendue; troisièmement, une courbe de Phillips qui relie l'inflation courante à un écart de production courant et à l'inflation attendue; quatrièmement, une règle de taux d'intérêt qui décrit la façon dont la banque centrale conduit sa politique. Ces modèles ne contiennent aucune fonction de

1. Voir par exemple Kerr et King (1996) et Woodford (1999a).

* Je sais gré à Robert Hetzel de ses observations.

demande de monnaie, et le stock de monnaie ne figure pas dans leur version de base.

Les modèles de politique monétaire qui ne tiennent pas compte de la monnaie sont instructifs et commodes. Ils décrivent relativement bien la politique monétaire en ce sens qu'ils saisissent le mode de fonctionnement actuel des banques centrales. Diverses variantes du modèle de base ne faisant pas appel à la monnaie sont largement et avantageusement utilisées pour analyser la politique monétaire, aussi bien dans les banques centrales qu'en dehors de ces dernières.

Il importe toutefois de se rappeler que, dans les modèles de politique de taux d'intérêt qui ne tiennent pas compte de la monnaie, on fait l'hypothèse que la banque centrale a acquis auprès de l'opinion publique une crédibilité qui lui permet de fixer en tout temps le niveau attendu des prix ou de l'inflation[2]. Quand la banque centrale est suffisamment crédible pour pouvoir fixer l'évolution du niveau des prix, elle peut laisser la demande déterminer le stock de monnaie au cours de chaque période, au niveau choisi pour le taux d'intérêt qui lui sert d'instrument d'intervention. Il n'est pas nécessaire, dans ce cas, que la monnaie joue un rôle causal dans la transmission de la politique monétaire.

La monnaie joue néanmoins un rôle crucial parce que la crédibilité du sentier cible d'évolution des prix est liée à la capacité de la banque centrale de gérer le stock de monnaie, au besoin, pour faire respecter l'objectif fixé. Les modèles qui font abstraction du rôle de la monnaie dans l'élaboration de la politique de taux d'intérêt ne peuvent le faire que parce que la banque centrale a déjà acquis, d'une manière ou d'une autre, la crédibilité nécessaire en matière de stabilité des prix.

Sur le plan pratique, une politique de taux d'intérêt donne de bons résultats lorsqu'il est facile à la banque centrale de juger des effets de ses interventions sur l'inflation attendue. Quand l'inflation et les attentes en la matière sont ancrées au voisinage de zéro, les interventions touchant les taux d'intérêt nominaux se répercutent clairement sur les taux d'intérêt réels.

C'est actuellement la situation dans laquelle opèrent un grand nombre de banques centrales. Un choc inflationniste pourrait toutefois créer un problème pour la conduite de la politique de taux d'intérêt. C'est parce qu'elle avait perdu toute crédibilité, s'agissant de maintenir l'inflation à un bas niveau, que la Réserve fédérale a dû abandonner temporairement sa

---

2. On trouvera dans Goodfriend (1987) une analyse de l'interaction entre l'inflation attendue, la monnaie et les taux d'intérêt dans un modèle d'optimisation de la politique monétaire.

cible de taux d'intérêt pour se fixer plutôt une cible liée aux réserves propres, en 1979.

En outre, la stabilité des prix peut elle-même créer un problème dans la conduite de la politique de taux d'intérêt. Quand le niveau des prix est stable, les taux d'intérêt nominaux à court terme sont, en moyenne, relativement voisins de zéro. Par exemple, au cours de la décennie qui a suivi la guerre de Corée, le taux des bons du Trésor américain a oscillé entre 1,5 et 3,5 %, tandis que la hausse des prix à la consommation se situait à environ 1,5 % en moyenne. En situation de stabilité des prix, les taux d'intérêt nominaux à court terme pourraient n'être que de 1 % en moyenne, ce qui accroîtrait les chances de les voir toucher le plancher de zéro en cas de récession, comme c'est le cas actuellement au Japon.

Étant donné qu'une politique traditionnelle de taux d'intérêt devient inopérante à un taux nul, la banque centrale doit être prête à mener ses interventions au moyen d'un instrument lié à la monnaie centrale quand le taux d'intérêt touche son niveau plancher. La liquidité au sens étroit serait saturée, c'est-à-dire qu'on ne pourrait, au moyen d'une injection de monnaie ou de réserves bancaires, libérer du temps de transaction pour des usages plus productifs. Par contre, des transferts monétaires ou des achats d'obligations à long terme sur le marché pourraient stimuler l'économie en accroissant la liquidité au sens large[3]. Quand le taux d'intérêt est égal à zéro, la banque centrale doit quand même éviter qu'une contraction des avoirs monétaires ou une demande excédentaire d'avoirs liquides au sens large ne provoque ou n'aggrave une récession, ou encore ne fasse obstacle à une reprise de l'économie.

En résumé, la monnaie mérite une place de choix dans la stratégie qui préside à la politique monétaire même si, dans le contexte actuel, elle ne joue pas un rôle central dans l'élaboration de cette politique. Les banques centrales doivent être prêtes à mettre en œuvre, au besoin, un instrument d'intervention lié à la monnaie centrale ou aux réserves bancaires. Quant aux économistes, ils devraient étudier des modèles où les agrégats monétaires jouent un rôle dans la transmission de la politique monétaire, indépendamment de la politique de taux d'intérêt. Une banque centrale devrait être en mesure d'expliquer au public comment elle peut se servir de cibles monétaires lorsque l'inflation est rapide ou que le taux d'intérêt est égal à zéro. Si le public avait davantage confiance dans la capacité de la banque centrale de faire face à des situations de ce genre, ces dernières seraient dès lors moins susceptibles de se produire.

---

3. Exploitant la distinction entre les conceptions étroite et large de la liquidité, Goodfriend (2000) étudie des mécanismes qui permettraient de viser des cibles monétaires malgré la contrainte qu'un taux nul impose à la politique de taux d'intérêt.

La monnaie, l'inflation et la politique de taux d'intérêt

On croit généralement que la croissance monétaire ne peut exercer d'effet inflationniste sur la demande globale indépendamment du canal des taux d'intérêt, en partie du fait que les opérations d'open market permettent de satisfaire à la demande de monnaie au niveau souhaité des taux d'intérêt à court terme. Une banque centrale ne peut imposer la mise en circulation des réserves bancaires dans l'économie tout en respectant sa cible en matière de taux à court terme. Il existe néanmoins un cas où la monnaie au sens large peut afficher une croissance susceptible d'être inflationniste même si la politique suivie en matière de taux d'intérêt demeure inchangée.

Supposons d'abord qu'il y ait une hausse de la demande de crédit à court terme, qui se manifeste en partie par une augmentation de la demande de prêts bancaires. Faisons en outre l'hypothèse que la banque centrale suit une politique de taux d'intérêt et maintient son taux cible sur le marché interbancaire malgré cette demande accrue de crédit. Celle-ci exerce des pressions à la hausse sur les taux à court terme. Cependant, comme la banque centrale continue à défendre sa cible sur le marché interbancaire, les taux du marché monétaire ne montent pas. En fait, la demande excédentaire de crédit est comblée, quand les taux courts ne changent pas, au moyen des fonds procurés par la vente de titres du Trésor à la banque centrale. Les achats faits sur le marché éliminent la demande excédentaire de crédit en permettant aux banques de substituer des prêts privés aux titres du Trésor dans leur portefeuille.

Supposons maintenant que le produit des nouveaux prêts soit versé sous forme de revenu aux travailleurs en échange de leur production et que ce revenu supplémentaire soit considéré comme temporaire. D'après l'hypothèse de revenu permanent, le revenu nouvellement créé serait initialement économisé sous forme, disons, de dépôts dans des comptes bancaires ne servant pas à régler des transactions courantes. Les banques gardent des réserves relativement faibles à l'égard de ces dépôts. Par conséquent, la banque centrale inverserait (en procédant à des ventes sur le marché) la majeure partie de l'injection de monnaie centrale ayant accompagné ses achats initiaux sur le marché. Il en résulterait en fin de compte une expansion du bilan consolidé du système bancaire, l'augmentation des prêts à l'actif ayant pour contrepartie au passif une croissance des dépôts autres que les encaisses de transaction[4].

La question est ici de savoir si la croissance de l'agrégat monétaire large pourrait constituer une menace inflationniste pour l'économie. Pour

---

4. Goodfriend (1982) analyse la relation entre la demande de prêts bancaires, la détermination de M2 et la politique monétaire.

répondre à cette question, plaçons-nous d'abord dans une optique pure de cycle économique réel. Faisons l'hypothèse, dans un premier temps, que tous les ménages sont identiques. Supposons qu'un changement de préférence amène l'agent représentatif à travailler davantage dans le but, par exemple, d'accroître de manière permanente son stock de biens durables de consommation. Après avoir intensifié temporairement son effort au travail pour constituer le stock souhaité de biens durables, l'agent représentatif revient à son niveau d'effort initial. Faisons en outre l'hypothèse que l'agent représentatif projette de réduire en permanence sa consommation de biens non durables de manière à financer le maintien de ce stock supérieur de biens durables.

En admettant des agents hétérogènes, nous pouvons constater que ces comportements réels peuvent entraîner une croissance de la monnaie au sens large. Supposons en effet que le changement de préférence ne soit le fait que de quelques individus. Ces agents se serviront du crédit pour acheter des biens de consommation durables auprès d'autres agents, qui seront incités par des salaires réels temporairement supérieurs à les produire. Les producteurs économiseront cette hausse temporaire de revenu sous la forme de dépôts autres que des encaisses de transaction. Les producteurs accroîtront leur consommation de façon permanente au moyen des intérêts reçus sur leurs dépôts supplémentaires. Quant aux agents qui auraient financé une demande accrue de biens durables en contractant un emprunt à la banque, ils diminueront leur consommation afin d'acquitter les intérêts dus sur ce dernier. Dans un contexte de cycle économique réel, cette expansion ponctuelle du bilan du système bancaire et du stock de monnaie au sens large par rapport au revenu n'est pas nécessairement inflationniste.

Un monétariste pourrait s'inscrire en faux contre le scénario que je viens de décrire parce qu'il ne prévoit pas de rendement sous forme de services de liquidité sur la monnaie au sens large[5]. D'un point de vue monétariste, tous les actifs rapportent un rendement qui englobe, dans une mesure variable, un rendement implicite sous forme de services de liquidité et un rendement sous forme de services productifs, d'utilité directe, d'intérêts et éventuellement de plus-value. Les actifs monétaires tels que la monnaie hors banques et les dépôts en banque sont appréciés essentiellement pour le rendement qu'ils procurent sous forme de services implicites de liquidité. Cette forme de rendement représente une proportion moins élevée du rendement total des titres à court terme et une fraction

5. On peut considérer que Diamond (1997), Heaton et Lucas (1996) et Holmstrom et Tirole (1998) analysent les services de liquidité, au sens large, obtenus sur les dépôts bancaires et les obligations d'État dans des modèles comportant des primes de financement externe. Voir de nouveau Goodfriend (2000).

encore plus faible du rendement des obligations à long terme et des actifs non monétaires.

Les dépôts nouvellement créés à des fins autres que le règlement de transactions constituent une augmentation nette de la liquidité au sens large. Dans la logique monétariste, une expansion de la monnaie au sens large par rapport à la dépense fait baisser à la marge le rendement implicite sous forme de services de liquidité[6]. L'égalité entre le rendement total de la monnaie au sens large et le rendement total des actifs moins liquides pourrait être maintenue si les banques versaient un taux explicite supérieur sur les dépôts autres que les encaisses de transaction. Cependant, comme la banque centrale prend pour cible le taux interbancaire — qui détermine le coût des fonds à prêter —, les banques n'offriraient pas de taux supérieur sur les dépôts.

Par conséquent, le public essaierait de rééquilibrer ses portefeuilles en échangeant les dépôts qui ne sont pas constitués d'encaisses de transaction contre des avoirs moins liquides qui offrent un rendement total plus élevé. Cela ferait monter les prix des actifs moins liquides et baisser leur rendement attendu par rapport à celui des dépôts. L'offre excédentaire de liquidités au sens large serait partiellement résorbée par une réduction de l'écart explicite de taux de rendement attendu en faveur des avoirs non monétaires. La demande globale aurait tendance à augmenter par suite de la hausse des prix des actifs, et l'excédent de liquidités au sens large pourrait, en fin de compte, être épongé par une hausse du niveau des prix.

Lorsqu'on tient compte du rendement implicite sous forme de services de liquidité, une augmentation de la monnaie au sens large par rapport à la dépense peut être inflationniste. Cela dépend de facteurs tels que le coût et la rapidité de l'ajustement des portefeuilles ainsi que des attentes du public à l'égard de la persistance et de l'importance de l'excédent de monnaie au sens large qui sera créé. Une banque centrale crédible sur le plan de la stabilité des prix pourrait laisser l'excédent de monnaie au sens large

6. Heaton et Lucas (1996) étudient le rendement sous forme de services de liquidité au sens large dans le cadre d'un modèle quantitatif à marchés incomplets; ils constatent que 50 % de la prime rattachée aux actions (le rendement explicite supplémentaire des actions par rapport aux obligations à court terme) est représentée par le rendement implicite marginal sous forme de services de liquidité au sens large sur les titres d'emprunt à court terme. Ils montrent par une analyse quantitative que la prime rattachée aux actions est très sensible au montant des titres à court terme qui sont disponibles et qu'elle diminue lorsqu'on accroît l'offre extérieure de ces titres. Les portefeuilles de titres à court terme fournissent des services de liquidité au sens large en permettant aux particuliers soumis à des contraintes d'emprunt de régulariser leur consommation sans s'exposer à des coûts de transaction importants. Les dépôts autres que les encaisses de transaction peuvent être considérés comme de proches substituts des titres à court terme.

persister pendant un certain temps si le public était persuadé qu'elle peut parvenir, à terme, à éliminer l'offre excédentaire de monnaie sans inflation.

Analyse empirique des chocs de politique monétaire

Dans cette dernière section, je formulerai des commentaires sur l'analyse empirique des chocs de politique monétaire au moyen de vecteurs autorégressifs (VAR). Les VAR figurent parmi les techniques d'analyse empirique de la politique monétaire les moins contraignantes. Une bonne partie des remarques qui suivront ont une application plus large.

La théorie macroéconomique des anticipations rationnelles nous apprend qu'une stratégie empirique d'étude de la politique monétaire devrait partir de l'hypothèse que le public et la banque centrale utilisent l'information de façon efficiente. Par conséquent, une bonne stratégie doit spécifier l'information disponible et présumer que le public et la banque centrale s'en servent pour prévoir de manière efficiente les variables qui nous intéressent. Les VAR permettent d'y parvenir en exprimant sous forme orthogonale les erreurs de prévision conditionnelle et les variables qui, croit-on, font partie des ensembles d'informations du public et de la banque centrale.

Étant donné que les VAR reposent sur l'orthogonalisation des variables, ils posent aussi quelques problèmes. Par exemple, cette dernière peut être trompeuse si certaines variables sont mal mesurées. Il y aura aussi un problème si des variables omises dans le VAR sont en fait employées par la banque centrale ou le public pour effectuer des prévisions et sont corrélées avec les variables retenues. Un facteur supplémentaire de complication tient au fait que l'importance relative des variables dans la fonction de réaction de la banque centrale peut changer au cours du cycle économique. Par exemple, au sommet du cycle, quand l'inflation risque le plus de faire problème, la banque centrale suit de plus près les variables qui aident à prédire l'inflation, de sorte que celles-ci devraient jouer un rôle plus important dans les prévisions du marché concernant les décisions de la banque centrale en matière de taux d'intérêt. L'importance changeante des variables dans la fonction de réaction de la banque centrale soulève des difficultés dans les méthodes VAR linéaires à coefficients constants[7].

Lorsqu'on a commencé à analyser la politique monétaire au moyen de VAR dans les années 1970 et au début des années 1980, les économistes avaient tendance à considérer les variations du stock de monnaie comme une

---

7. Rudebusch (1998) remet en question l'identification et l'interprétation des chocs de politique dans les VAR. Voir aussi les commentaires de Sims (1998) sur l'article de Rudebusch.

source importante — voire *la plus* importante — de chocs pour l'ensemble de l'économie. La politique monétaire inflationniste, reposant sur l'alternance de phases d'accélération et de freinage, menée au cours des décennies qui ont suivi la guerre de Corée a renforcé l'opinion, popularisée par Friedman et Schwartz (1963), selon laquelle les chocs monétaires revêtent une grande importance. L'utilisation de VAR pour isoler les chocs de politique et suivre leurs répercussions sur d'autres variables macroéconomiques paraissait être un outil d'analyse prometteur de la politique monétaire.

De nos jours, cependant, les principales banques centrales du monde font de la maîtrise de l'inflation une priorité. À l'heure actuelle du moins, une politique monétaire inflationniste où alternent les phases d'expansion et de contraction semble être chose du passé. La politique monétaire joue un rôle stabilisateur dans l'économie, et je crois honnêtement que le comportement des banques centrales est davantage guidé par leurs objectifs propres qu'aléatoire[8].

En outre, on en est venu à comprendre que la politique monétaire agit par l'entremise d'un taux d'intérêt, et non du stock de monnaie. Si l'on prend pour instrument d'intervention le taux à un jour visé sur le marché interbancaire, il est difficile de voir comment la banque centrale pourrait autoriser des chocs involontaires de politique. Le taux visé pour les fonds fédéraux est annoncé publiquement depuis février 1994 aux États-Unis, et les marchés ne font aucun cas des variations aléatoires temporaires de ce taux.

Une façon d'admettre des variations non souhaitées de taux d'intérêt consisterait peut-être à faire l'hypothèse que la politique de taux d'intérêt agit par le truchement des taux à moins court terme. Le modèle pourrait postuler que la politique exerce ses effets par l'entremise des taux à trois ou à six mois, qui sont déterminés conformément à la théorie voulant que la structure des taux d'intérêt corresponde à la valeur moyenne des taux à un jour attendus (plus une prime de terme). On pourrait alors interpréter les chocs de politique comme des variations non désirées des attentes relatives au taux à un jour.

Même dans ce cas, cependant, on voit mal comment les attentes pourraient se modifier sans que la banque centrale ne l'ait voulu. Si le public et la banque centrale se servent des mêmes variables, les observent en même temps et s'entendent sur la manière efficiente de prévoir les variables

8. Leeper, Sims et Zha (1996) indiquent que les variations des agrégats monétaires résultent principalement d'une politique qui s'ajuste aux changements de la demande privée et que les modifications de la politique de taux d'intérêt ont joué un rôle relativement faible dans l'évolution de la production au cours des dernières décennies.

pertinentes, il est difficile de générer des modifications imprévues des attentes en matière de taux d'intérêt.

On pourrait supposer que la banque centrale dispose d'une information privilégiée sur ses propres préférences ou celles du régime politique en matière d'inflation imprévue[9]. On entend souvent dire que cette information autocorrélée sur les préférences de la banque centrale joue un rôle important dans l'évolution de la politique monétaire. Il est cependant plus difficile de croire que les préférences privées des autorités inspirent actuellement la politique des plus grandes banques centrales du monde, étant donné leur engagement officiel ou effectif de maintenir l'inflation à un bas niveau.

Une autre possibilité encore est que les banques centrales introduisent dans leur instrument d'intervention une inertie qu'on ne peut représenter facilement au moyen d'une règle linéaire à coefficients constants[10]. Selon ce point de vue, il se peut que les chocs de politique estimés par l'économétricien ne soient ni imprévus par la banque centrale, ni une surprise pour le public. Les chocs estimés peuvent résulter principalement d'une erreur de spécification du modèle.

La confiance qu'on peut avoir dans les résultats des études VAR portant sur l'effet des chocs de politique monétaire sur l'économie dépend dans une très large mesure de la fiabilité qu'on prête à l'identification et à l'interprétation des chocs subis par la règle de taux d'intérêt. Une analyse empirique de la politique monétaire devrait indiquer de manière explicite la source présumée des chocs de politique afin d'en garantir la plausibilité et d'exploiter les restrictions susceptibles de découler du processus générateur de chocs pris pour hypothèse.

À tout le moins, en cette ère où les banques centrales poursuivent un objectif clair, on voit mal comment on pourrait interpréter les VAR comme une indication que les variations non souhaitées de l'instrument d'intervention peuvent persister dans le temps et exercer une influence sensible sur les variables macroéconomiques. Ceux qui tendent à voir dans les chocs de politique la conséquence du caractère aléatoire — inévitablement mal compris — du processus d'élaboration de la politique monétaire devraient se demander comment un comité moderne de politique monétaire, surveillé par les observateurs de la banque centrale, pourrait

---

9. Cukierman et Meltzer (1986) analysent en détail les conséquences de l'information de nature privée sur la politique monétaire. Leeper, Sims et Zha (1996, p. 12) soutiennent que le processus d'élaboration de la politique monétaire comprend un élément aléatoire inhérent qui explique les chocs que peut subir la règle suivie par les autorités.
10. Voir Woodford (1999b).

permettre à une composante aléatoire importante de persister dans son instrument d'intervention[11].

Bibliographie

Cukierman, A. et A. Meltzer (1986). « A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information », *Econometrica*, vol. 54, nº 5, p. 1099-1128.

Diamond, D. (1997). « Liquidity, Banks, and Markets », *Journal of Political Economy*, vol. 105, nº 5, p. 928-956.

Friedman, M. et A. Schwartz (1963). *A Monetary History of the United States, 1867–1960*, Princeton (New Jersey), Princeton University Press.

Goodfriend, M. (1982). « A Model of Money Stock Determination with Loan Demand and a Banking System Balance Sheet Constraint », *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, vol. 68, nº 1, p. 3-16.

——— (1987). « Interest Rate Smoothing and Price Level Trend-Stationarity », *Journal of Monetary Economics*, vol. 19, nº 3, p. 335-348.

——— (2000). « Overcoming the Zero Bound on Interest Rate Policy », document de travail nº 00-3, Federal Reserve Bank of Richmond.

Heaton, J. et D. Lucas (1996). « Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing », *Journal of Political Economy*, vol. 104, nº 3, p. 443-487.

Holmstrom, B. et J. Tirole (1998). « Private and Public Supply of Liquidity », *Journal of Political Economy*, vol. 106, nº 1, p. 1-40.

Kerr, W. et R. G. King (1996). « Limits on Interest Rate Rules in the IS Model », *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, vol. 82, nº 2, p. 47-75.

Leeper, E. M., C. A. Sims et T. Zha (1996). « What Does Monetary Policy Do? », *Brookings Papers on Economic Activity*, nº 2, p. 1-63.

Rudebusch, G. D. (1998). « Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense? », *International Economic Review*, vol. 39, nº 4, p. 907-931.

Sims, C. A. (1998). « Comment on Glenn Rudebusch's 'Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?' », *International Economic Review*, vol. 39, nº 4, p. 933-941.

Woodford, M. (1999a). « Interest and Prices », Princeton University, photocopie.

——— (1999b). « Optimal Monetary Policy Inertia », document de travail nº 7261, National Bureau of Economic Research.

11. Dans le cas d'un VAR spécifié en niveaux, un taux d'intérêt à court terme retardé affecté d'un coefficient positif dans l'équation décrivant la politique de taux d'intérêt signifie qu'un choc de politique a une certaine persistance. Dans le cas d'un VAR exprimé en différences premières, les chocs aléatoires ont des effets permanents sur le niveau de l'instrument d'intervention et sont cumulatifs s'il y a une variable de taux d'intérêt retardé en différences affectée d'un coefficient positif dans l'équation décrivant la politique monétaire.

Troisième commentaire

David Laidler

C'est un véritable plaisir que d'être invité à clore un colloque consacré aux agrégats monétaires. J'en remercie les organisateurs.

Étant donné que les agrégats commencent à revenir dans la faveur des responsables de la politique monétaire, il est utile de se rappeler ce qui a mal tourné lorsque des cibles de croissance monétaire étaient en vigueur, dans les années 1970, et de tirer les enseignements de cette expérience maintenant que nous essayons de faire un meilleur usage de ces variables.

Les cibles de croissance monétaire des années 1970

Au Canada et dans d'autres pays, des cibles de croissance monétaire ont été adoptées vers le milieu des années 1970 au terme d'un débat portant sur les causes de l'inflation et les remèdes à cette dernière — la « controverse monétariste ». Pour les tenants du monétarisme, la victoire remportée n'a pas eu tous les bénéfices escomptés. Ils avaient préconisé une politique de lutte contre l'inflation centrée sur la régulation de la croissance d'un agrégat monétaire; au Canada, une version de leur solution fut mise en pratique, devant les regards ô combien attentifs et critiques des observateurs. Il se trouva cependant que la politique mise en œuvre ne donna pas de très bons résultats. Rétrospectivement, cela n'a rien de surprenant.

Quand Milton Friedman (1960) avait prôné une règle fondée sur la croissance monétaire, il s'agissait d'une façon de maintenir l'économie américaine sur la voie qu'elle avait suivie durant les années 1950, celle d'une expansion régulière et d'une faible inflation. Lorsque les cibles de croissance monétaire furent adoptées au Canada en 1975, l'objectif était de rétablir la stabilité dans une économie où l'inflation avait déjà fait beaucoup de dégâts. Selon Friedman, l'adoption une fois pour toutes d'un taux de

croissance constant, inscrit dans la loi, de la monnaie était compatible avec le maintien d'un statu quo a priori souhaitable. La Banque du Canada, de son côté, instaura par voie administrative des cibles d'expansion monétaire, qui devaient être réduites à mesure que l'inflation diminuerait. Ce régime se révéla fragile pour plusieurs raisons.

En premier lieu, au milieu des années 1970, les économistes connaissaient bien la relation systématique entre la demande de monnaie et les taux d'intérêt nominaux qui est à l'origine de ce qu'on a appelé ensuite le problème de la « rentrée ». Ils n'avaient pas, toutefois, encore saisi toutes les conséquences de cette relation pour l'évolution de la croissance monétaire quand, la politique monétaire commençant à influer sur la demande globale et à freiner l'inflation, les taux d'intérêt se mirent à augmenter, pour ensuite redescendre. En deuxième lieu, et ce facteur est étroitement lié au précédent, les économistes sous-estimèrent les problèmes créés par les substitutions d'actifs entre catégories de dépôts, dont certaines ne portaient pas intérêt et d'autres étaient rémunérées à des taux déterminés par le marché. En conséquence, les agrégats relativement étroits et les agrégats plus larges se mirent à évoluer de manière divergente, ce qui rendait l'orientation de la politique monétaire difficile à déterminer.

En troisième lieu, et il s'agit peut-être là du facteur le plus important, les économistes ont été totalement pris au dépourvu par les changements institutionnels survenant dans le secteur financier. La signification de certains agrégats commença à se modifier sous la pression de ces changements, dont le plus notable, au Canada, a été l'apparition des comptes de chèques à intérêt quotidien, qui tenait en partie aux progrès de l'informatique mais était aussi une manifestation concrète du problème de la « rentrée ». Sur le plan strictement technique, ces comptes étaient des comptes de dépôt à préavis, de sorte qu'ils n'entraient pas dans M1, l'agrégat servant de cible à la Banque du Canada. Leur apparition entraîna cependant une modification de la fonction de demande de M1 et perturba un régime fondé sur une diminution graduelle du taux de croissance de cet agrégat.

La confiance générale que suscitait la stabilité de la fonction de demande de monnaie, au début des années 1970, nous paraît maintenant naïve, mais elle s'expliquait par la facilité avec laquelle on était parvenu à modéliser cette relation sur de longues périodes au moyen d'équations remarquablement simples. Bien entendu, il y avait là un problème. Les diverses séries de données relatives à la quantité de monnaie dont tout le monde se servait, notamment les statistiques américaines remontant à 1863 que Friedman et Schwartz (1963) avaient utilisées, avaient été établies *ex post*, de sorte que les changements institutionnels y étaient déjà incorporés. Une série qui aurait été basée au départ sur une définition de la monnaie

appropriée à la situation de 1863 et qui aurait ensuite été maintenue de façon mécanique aurait révélé sans tarder les effets déstabilisateurs des changements institutionnels sur les relations économétriques. Pourtant, quand les définitions des agrégats monétaires qui avaient convenu au début des années 1960 furent conservées dans les années 1970, ces effets prirent tout le monde par surprise.

Mon propos n'est pas ici de m'attarder à l'histoire des cibles de croissance monétaire au Canada. Je ferai simplement remarquer que ce système n'a pas donné de très bons résultats, n'a jamais recueilli un large appui dans le grand public — pour qui une politique centrée sur le taux de croissance d'un agrégat monétaire n'avait guère de signification concrète — et a été officiellement abandonné en 1981.

La fixation de cibles d'inflation et les agrégats monétaires

La victoire des monétaristes dans les débats des années 1960 et du début de la décennie 1970 a néanmoins laissé une empreinte indélébile sur la conception de la politique monétaire. Les cibles de croissance monétaire ont certes été abandonnées en 1981, mais non les idées voulant, d'une part, que la politique monétaire ait pour but de maîtriser l'inflation et, d'autre part, que le taux d'inflation dépende à long terme du rythme d'expansion monétaire. Au Canada, de surcroît, les observations indiquant que les fluctuations à court terme de la croissance monétaire fournissent une information utile sur les variations à venir de la production et, à plus long terme, de l'inflation ont continué de s'accumuler au cours des années 1980 et 1990.

On peut donc affirmer de manière tout à fait légitime que, dans un certain sens, le régime actuel axé sur la poursuite de cibles de maîtrise de l'inflation est un héritage de la controverse monétariste. Ce régime bénéficie d'un appui considérable dans le public, qui comprend parfaitement ce que sont l'inflation et ses conséquences nuisibles.

Depuis près d'une dizaine d'années maintenant, la banque centrale vise des cibles d'inflation dans un cadre macroéconomique où les agrégats monétaires ne jouent aucun rôle visible, mais où un taux d'intérêt fixé par la banque centrale est lié, par l'entremise de la demande globale, à un « écart de production » qui fait lui-même varier l'inflation par rapport au niveau attendu. Le maintien d'un bas taux d'inflation durant cette période, tandis que l'économie se rapprochait d'une situation assimilable au « plein emploi », atteste l'utilité de ce cadre. Cependant, son efficacité même a diminué son utilité. Personne n'est maintenant vraiment sûr de la taille de l'écart de production; on pourrait même débattre de la question de savoir s'il est positif ou négatif.

La Banque du Canada a donc grand besoin d'autres indicateurs des effets de sa politique sur l'inflation; or, les agrégats monétaires peuvent très bien jouer ce rôle. Nul ne conteste leur influence dans la détermination du sentier suivi par l'inflation à long terme et, à un horizon plus rapproché, leur utilité à titre d'indicateurs avancés de la production, tout particulièrement dans le cas des agrégats étroits. En outre, le principal défi à relever par les autorités monétaires consiste maintenant à éviter qu'une économie qui fonctionne bien ne déraille — l'objectif même que visait Friedman avec sa règle de croissance monétaire il y a 40 ans.

Aucune des considérations que je viens d'exposer ne justifie cependant le rétablissement des cibles de croissance monétaire, car les problèmes liés aux changements institutionnels n'ont pas disparu. Il reste que les agrégats monétaires devraient susciter un regain d'intérêt — ce qui est d'ailleurs le cas — chez les responsables de la politique monétaire. Il y a lieu d'essayer de déterminer la place qu'ils pourraient occuper dans le cadre théorique sur lequel repose cette politique. Tel était, évidemment, le but de ce colloque.

La monnaie endogène

La question de savoir si la monnaie est une variable exogène ou endogène sème la confusion depuis des années. À l'évidence, si l'on considère l'économie dans son ensemble, la monnaie est endogène, mais cela n'en fait pas une variable passive pour autant. De surcroît, dans l'optique « marshallienne » de la modélisation économique qui était à la base des travaux de Friedman et de ceux qui l'ont suivi dans la même voie, il est utile d'étudier les effets de la monnaie sur la production et l'inflation dans le cadre de systèmes simplifiés qui isolent ces effets en traitant la monnaie « comme si » elle était exogène. Même dans ce cas, il est toujours utile de compléter le tableau en montrant de quelle façon les créances du secteur bancaire, ce sous-produit des activités sur le marché du crédit (lesquelles ont elles-mêmes des effets directs sur la demande globale), peuvent avoir des effets de seconde vague et même au delà, au lieu d'être tout simplement effacées par des opérations compensatoires entre les banques et le public.

Ces effets ont souvent été décrits par les spécialistes de l'économie monétaire depuis près de deux siècles, ainsi que je l'ai déjà montré (Laidler, 1999), mais ils ont rarement été exposés de manière formelle. Brunner et Meltzer ont fait un important effort en ce sens il y a trente ans (voir le chapitre intitulé « Second Lecture » de Brunner et Meltzer, 1993, où ceux-ci reprennent l'argumentation développée), mais le caractère essentiellement récursif des mécanismes à l'œuvre s'est révélé difficile à représenter dans le cadre statique dont on disposait pendant les années 1960 et 1970. C'est

pourquoi leurs travaux n'ont pas été appréciés à leur juste valeur. Les modèles dynamiques d'équilibre général récemment mis au point pourraient toutefois permettre de s'attaquer de manière beaucoup plus efficace à ces questions.

Une caractéristique fondamentale des modèles dynamiques d'équilibre général est la spécification soigneuse du moment auquel les diverses opérations se déroulent entre les catégories d'agents, laquelle permet de suivre pas à pas la chaîne des impulsions et de leurs effets. Celles-ci peuvent partir, par exemple, de la banque centrale (lorsqu'elle modifie le taux d'intérêt) pour aller vers les intermédiaires financiers puis les entreprises, qui interagissent ensemble sur le marché du crédit, et ensuite vers les ménages par l'entremise du marché du travail, pour revenir aux entreprises sur le marché de la production et aux intermédiaires financiers sur le marché des dépôts, et ainsi de suite. On pourrait aussi trouver, à l'origine de cette chaîne, une innovation technologique qui influe simultanément sur les possibilités de production et les incitations des entreprises à emprunter auprès des intermédiaires financiers.

S'il était facile de mettre au point des versions de ces modèles qui tiennent compte des activités de création monétaire des intermédiaires financiers et de leurs conséquences ultérieures pour les décisions de dépense et de placement des entreprises et des ménages, ce serait déjà chose faite. Cependant, ce terrain difficile à cultiver pourrait se révéler très productif, en nous donnant une idée beaucoup plus claire des raisons pour lesquelles les créances monétaires endogènes des intermédiaires financiers, notamment celles qui peuvent servir au règlement des transactions, semblent jouer un rôle causal dans les décisions de dépense, ainsi que des circonstances dans lesquelles ces effets risquent de revêtir une importance toute particulière. Mieux nous comprendrons ces questions sur le plan théorique, et plus nous aurons confiance dans notre capacité d'extraire du comportement des agrégats monétaires une information utile aux décideurs.

Le problème permanent de la définition de la monnaie

Peut-être ces travaux jetteront-ils aussi la lumière sur un problème qui fait obstacle à toute utilisation des agrégats monétaires dans la politique publique et auquel nous avons consacré beaucoup d'attention au cours de ce colloque : je veux parler de la tendance des messages que ces variables véhiculent à évoluer dans le temps sous l'effet des changements institutionnels. En attendant que la lumière soit faite, je n'ai aucune panacée à vous offrir. Ce problème existe depuis le commencement des études systématiques consacrées à la politique monétaire au début du XIX[e] siècle, même si nous l'avons oublié pour un temps durant les années 1960 et 1970.

Pour prolonger les travaux actuels, il pourrait être utile, cependant, de rappeler que les agrégats étroits ne constituent pas tant des substituts aux agrégats larges qu'ils n'en représentent des composantes. Nous devrions accorder plus d'attention à l'information que recèlent les différences entre ces agrégats quand nous essayons de comprendre le rôle qu'ils jouent dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Les pondérations variables attribuées aux composantes particulières des agrégats dans les indices de Divisia tiennent compte de ce fait, mais ces indices ne représentent qu'une façon d'aborder la question.

Cela dit, c'est une banalité que d'insister sur l'importance qu'il convient d'accorder à un suivi permanent des changements institutionnels, mais cette tâche demeure essentielle si l'on veut que les agrégats monétaires conservent leur utilité pour la conduite de la politique monétaire. Après tout, même avant l'adoption des cibles de croissance monétaire, Kenneth Boulding (1969, p. 555) avait lancé l'avertissement suivant, qui garde toute son actualité :

> Nous devons bien définir ce qu'est la monnaie
> Faute de quoi nous devrons nous contenter
> D'une théorie quantitative vide
> Qui ne nous mènerait à rien de valide.
> Semblables à ces abeilles qui fabriquent le miel
> Les banques vont créer un produit sans pareil,
> Qu'elles aiment à écouler et parfois conserver.
> Qu'est-ce qui est liquide? Qu'est-ce qui ne l'est pas?
> La réponse dépend de l'économie et de son état.
> Réserve de valeur ou bien moyen d'échange,
> La monnaie de diverses manières se range
> Et ma définition vaut largement la vôtre.
> La force du plastique et de l'informatique
> Nous permet cependant de jouer à l'apôtre
> En prédisant qu'un jour monnaie disparaîtra
> Et de définition, plus on ne parlera.
> [Traduction libre]

Bibliographie

Boulding, K. (1969). « Minutes of Session V [of the conference of University Professors, sponsored by the American Bankers Association with the co-operation of the London Banking Community. Ditchley Park, Oxfordshire, England, 10–13 Sept. 1968] How Does Monetary Policy Affect the Economy? (A Shakespearean Sonnet, as Written by Swinburne and W. S. Gilbert) », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 1, nº 3, p. 555.

Brunner, K. et A. H. Meltzer (1993). *Money and the Economy: Issues in Monetary Analysis*, The Raffaele Mattioli Lectures, Cambridge, Cambridge University Press.

Friedman, M. (1960). *A Program for Monetary Stability*, New York, Fordham University Press.

Friedman, M. et A. J. Schwartz (1963). *A Monetary History of the United States, 1863-1960*, Princeton (New Jersey), Princeton University Press.

Laidler, D. (1999). « Variations on a Two-Interest-Rate Theme ». *In* : *Money, Markets and Method: Essays in Honour of Robert W. Clower*, sous la direction de P. W. Howitt, E. de Antoni et A. Leijonhufvud, Northampton (Massachusetts), Edward Elgar, p. 121-139.

Discussion générale

La discussion porte sur le rôie des agrégats monétaires dans la conduite de la politique monétaire. Tom Rymes demande si l'on peut encore considérer la base monétaire comme un point d'ancrage nominal alors qu'elle n'est plus constituée que de la monnaie en circulation. Charles Freedman convient que le modèle d'offre de monnaie décrit dans les manuels d'économie n'est plus applicable et invite les auteurs à mettre au point d'autres modèles à usage didactique tenant compte de l'élimination des réserves bancaires.

David Mayes dit ne pas bien comprendre pourquoi précisément la Banque centrale européenne (BCE) publie un taux de référence pour la croissance de l'offre de monnaie. Il s'interroge sur l'utilité de cette notion pour les communications publiques. Aux yeux de Freedman, la démarche de la BCE apparaît comme une voie moyenne dans un large éventail de combinaisons possibles de cibles de croissance monétaire et d'inflation. À une extrémité de l'éventail se trouve une cible de maîtrise de l'inflation, comme au Canada, les stocks de monnaie servant de manière informelle de variables d'information, et à l'autre extrémité une cible de croissance monétaire, assortie d'un objectif implicite de faible inflation, comme c'est le cas en Suisse et en Allemagne.

David Laidler, Marvin Goodfriend et Frank Smets montrent plus d'enthousiasme au sujet du rôle potentiel de l'offre de monnaie. Laidler estime que, s'il faut être attentif aux effets des changements structurels par moments, les observations empiriques montrent dans leur ensemble que les agrégats monétaires, p. ex. M1 au Canada, contiennent de l'information. Celle-ci pourrait servir à mettre au point un indicateur utile à la fixation du

* Le présent sommaire a été rédigé par Kevin Clinton.

taux d'intérêt à court terme, pour les six mois à venir par exemple, à un niveau compatible avec la cible annoncée en matière d'inflation.

Goodfriend souligne que, pour que la banque centrale puisse en définitive influer sur l'économie, la demande d'une composante de la base monétaire qui n'a pas de proche substitut doit être prévisible. Un indicateur basé sur la croissance monétaire réduirait également le risque d'erreur grave dans l'orientation de la politique monétaire. Par exemple, en période de déflation et d'inflation, le taux d'intérêt nominal devient un indicateur trompeur pour juger de l'orientation de la politique monétaire, dans la mesure où ses variations peuvent refléter la modification des attentes relatives à l'évolution du niveau des prix plutôt que les fluctuations du taux d'intérêt réel. En période de déflation, comme les taux de rendement nominaux ne peuvent pas devenir négatifs, le taux d'intérêt à court terme peut cesser d'être une variable opérationnelle pour les autorités. Dans ce cas, l'adoption de cibles quantitatives pourrait se révéler utile.

Smets décrit les fondements conceptuels du taux de référence choisi par la BCE pour la croissance de M3. Cet agrégat est plus qu'une simple variable indicatrice, puisqu'il peut servir de point d'ancrage nominal au système. Le taux de référence fournit un indicateur robuste pour la conduite de la politique monétaire. Étant donné l'incertitude qui entoure le mécanisme de transmission et les mutations que connaît celui-ci, la robustesse est une propriété particulièrement précieuse. De plus, nous ne disposons pas de modèles qui puissent tenir compte simultanément de tous les facteurs pertinents, comme le comportement du prix des actifs et la fragilité financière. Étant donné ces lacunes, on a tout intérêt à suivre l'évolution d'indicateurs quantitatifs.

489

490

Participants

Auteurs

CHARLEEN ADAM
Banque du Canada

ROBERT AMANO
Banque du Canada

JEAN-PIERRE AUBRY
Banque du Canada

LAWRENCE J. CHRISTIANO
Northwestern University
Banque fédérale de réserve de Chicago

BEN S. C. FUNG
Banque du Canada

CHRISTOPHER GUST
Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale

SCOTT HENDRY
Banque du Canada

KIM M^{c}PHAIL
Banque du Canada

TERENCE E. MOLIK
University of Calgary

LORETTA NOTT
Queen's University

MICHEL PEYTRIGNET
Banque nationale suisse

APOSTOLOS SERLETIS
University of Calgary

MINGWEI YUAN
Banque du Canada

GUANG-JIA ZHANG
Banque du Canada

CHRISTIAN ZIMMERMANN
Université du Québec à Montréal

Commentateurs

DAVID ANDOLFATTO
University of Waterloo

JOSEPH ATTA-MENSAH
Banque du Canada

Nota : Les organismes nommés sont ceux auxquels appartenaient les participants au moment du colloque, tenu les 3 et 4 novembre 1999.

EMANUELA CARDIA
Université de Montréal

SHAMIK DHAR
Banque d'Angleterre

CHANTAL DUPASQUIER
Banque du Canada

STEFAN GERLACH
Banque des Règlements Internationaux

PAUL GOMME
Banque fédérale de réserve de Cleveland

SEAMUS HOGAN
Santé Canada

SHARON KOZICKI
Banque fédérale de réserve de Kansas City

SYLVAIN LEDUC
Banque fédérale de réserve de Philadelphie

TIFF MACKLEM
Banque du Canada

ALAIN PAQUET
Université du Québec à Montréal

DANIEL RACETTE
Banque du Canada

ANGELA REDISH
University of British Columbia

WILLIAM ROBSON
Institut C. D. Howe

SHOUYONG SHI
Queen's University

FRANK SMETS
Banque centrale européenne

TONY S. WIRJANTO
University of Waterloo

Conférenciers invités à la séance de clôture

CHARLES FREEDMAN
Banque du Canada

MARVIN GOODFRIEND
Banque fédérale de réserve de Richmond

DAVID LAIDLER
University of Western Ontario

Autres participants

JAMIE ARMOUR
Banque du Canada

JEANNINE BAILLIU
Banque du Canada

GORDON BOISSONNEAULT
Ministère des Finances

RAYMUNDO CHIRINOS
Banco Central de Reserva del Peru

IAN CHRISTENSEN
Banque du Canada

EDDA CLAUS
Ministère des Finances

IRIS CLAUS
Banque de réserve de Nouvelle-Zélande

KEVIN CLINTON
Banque du Canada

AGATHE CÔTÉ
Banque du Canada

DENISE CÔTÉ
Banque du Canada

SERGE COULOMBE
Université d'Ottawa

PAUL DELAGE
Ministère des Finances

EURICO DE SOUSA
Banque du Canada

JIM DINGLE
Banque du Canada

PIERRE DUGUAY
Banque du Canada

WALTER ENGERT
Banque du Canada

JEAN-FRANÇOIS FILLION
Ministère des Finances

CARSTEN FOLKERTSMA
De Nederlandsche Bank

MAXIME FOUGERE
Ministère des Finances

EDITH GAGNON
Banque du Canada

PAUL GILBERT
Banque du Canada

MARC-ANDRÉ GOSSELIN
Banque du Canada

TONI GRAVELLE
Banque du Canada

FRANCISCO GRIPPA
Banco Central de Reserva del Peru

SAL GUATIERI
Banque de Montréal

SYED HASAN
Banque du Canada

TIBOR HLEDIK
Banque nationale tchèque

MARIO HOULE
Caisse de dépôt et placement du Québec

MARLLENA IFRIM
Banque du Canada

IRENE IP
Banque du Canada

PAUL JENKINS
Banque du Canada

MARIANNE JOHNSON
Banque du Canada

ROBERT JONES
Simon Fraser University

MARCEL KASUMOVICH
Goldman Sachs

MIKE KENNEDY
Organisation de Coopération et de Développement Économiques

SHERYL KENNEDY
Banque du Canada

HASHMAT KHAN
Banque du Canada

MARAL KICHIAN
Banque du Canada

SHERYL KING
Banque du Canada

MALCOLM KNIGHT
Banque du Canada

JOHN KUSZCZAK
Banque du Canada

LOUIS-ROBERT LAFLEUR
Banque du Canada

ROBERT LAFRANCE
Banque du Canada

RON LANGE
Banque du Canada

DANIELLE LECAVALIER
Banque du Canada

COLLEEN LEIGHTON
Banque du Canada

DAVID LONGWORTH
Banque du Canada

ANDREA LOSIER
Banque du Canada

SYLVAIN MARTEL
Banque du Canada

DAVID MAYES
Banque de Finlande

MARTIN MIVILLE
Banque du Canada

KEVIN MORAN
Banque du Canada

TIM NOËL
Banque du Canada

CAROL ANN NORTHCOTT
Banque du Canada

MEG O'CONNELL
Banque fédérale de réserve
de New York

SEAN O'CONNOR
Banque du Canada

BRIAN O'REILLY
Banque du Canada

PATRICK OSAKWE
Banque du Canada

JORDAN OXLEY
Banque du Canada

RON PARKER
Banque du Canada

GRAYDON PAULIN
Banque du Canada

MARC PINSONNEAULT
Banque Nationale du Canada

JAMES POWELL
Banque du Canada

MICHEL ROCHETTE
Banque du Canada

COLIN ROGERS
Carleton University et University of
Adelaide

FRANCISCO RUGE-MURCIA
Université de Montréal

THOMAS K. RYMES
Carleton University

JACK SELODY
Banque du Canada

IVAN SEMERSJIEV
Banque du Canada

MARC SIROIS
Ministère des Finances

GABRIEL SROUR
Banque du Canada

PIERRE ST-AMANT
Banque du Canada

DON STEPHENSON
Banque du Canada

REID STILBORN
Banque du Canada

GORDON THIESSEN
Banque du Canada

PETER THURLOW
Banque du Canada

GREG TKACZ
Banque du Canada

SERGE VACHON
Banque du Canada

IANTHI VAYID
Banque du Canada

GRAEME WELLS
University of Guelph

WILLIAM WHITESELL
Conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale

ELSA WONG
Banque du Canada

JAMES YETMAN
Banque du Canada

MARK ZELMER
Banque du Canada

MINGLI ZHENG
Banque du Canada